



Économie publique/Public economics

17 | 2005/2
Varia

Les prestations sociales et l'offre de travail: y a-t-il une trappe à inactivité?

David N. Margolis et Christophe Starzec



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2340>
ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 21 avril 2007
ISBN : 39-84-87-J
ISSN : 1373-8496

Référence électronique

David N. Margolis et Christophe Starzec, « Les prestations sociales et l'offre de travail: y a-t-il une trappe à inactivité? », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 17 | 2005/2, mis en ligne le 11 mai 2007, consulté le 01 mai 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/2340>

économie publique public economics

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 17 – 2005/2



~~économie~~publique sur internet : www.economie-publique.fr

© Institut d'économie publique – IDEP

Centre de la Vieille-Charité

2, rue de la Charité – F-13002 Marseille

Tous droits réservés pour tous pays.

Il est interdit, sauf accord préalable et écrit de l'éditeur, de reproduire (notamment par photocopie) partiellement ou totalement le présent ouvrage, de le stocker dans une banque de données ou de le communiquer au public, sous quelque forme et de quelque manière que ce soit.

Imprimé en France.

La revue ~~économie~~publique bénéficie du soutien du Conseil régional Provence-Alpes-Côte d'Azur

ISSN 1373-8496

Dépôt légal avril 2006 – n° imprimeur 398487J

Salaire minimum, minima sociaux et retour à l'emploi

Minimum wage, social safety net, and return to the labour force

Les prestations sociales et l'offre de travail : y a-t-il une trappe à inactivité ?

David N. Margolis *

Christophe Starzec **

Résumé

Cet article évalue la pertinence de l'argument qui suggère que la générosité de l'aide sociale en France pourrait engendrer une sorte de "trappe à inactivité" – certains individus préfèrent rester hors du monde de travail – subsistant sur l'assistance fournie par la collectivité, plutôt que d'essayer d'occuper un emploi salarié. Nous utilisons les techniques de microsimulation pour l'évaluation des différences du revenu disponible qui résultent de l'application du barème socio-fiscal à la suite du changement de statut d'activité. Notre approche repose sur l'hypothèse que la décision de travailler dépend du gain net attendu de l'emploi compte tenu de la probabilité d'en trouver un. Le gain net d'activité (GNA) est défini comme la différence entre les revenus d'activité et les revenus de transferts en cas d'inactivité. Le GNA est traité comme l'un des déterminants de la décision de se porter

*. CNRS, TEAM – Université de Paris 1 Panthéon – Sorbonne, CREST – Laboratoire de microéconomie et IZA.

**. CNRS, TEAM – Université de Paris 1 Panthéon – Sorbonne et INSEE – Division Études Sociales. Cette recherche a été financée en partie par le Commissariat Général du Plan. Les auteurs tiennent à remercier Véronique Simonnet et Michel Sollogoub pour des discussions utiles, Marc Gurgand pour nous avoir donné ses algorithmes de calcul des transferts et prélèvements et ses commentaires, Guy Laroque pour ses commentaires ainsi que l'INSEE (Division Études Sociales) pour l'accès à la base de données appariées (Enquête Revenus Fiscaux 1996 et Enquête Emploi 1997). Ils souhaitent également remercier Cedric Afssa, Steven Bazen, Michel Dollé, Denis Fougère, Brigitte Rémy et Patrick Sevestre pour leurs commentaires lors de l'évaluation de mi-parcours du CGP de ces travaux ainsi qu'Alain Trannoy et un rapporteur anonyme pour leurs commentaires sur cette soumission.

sur le marché de travail dans un modèle de participation. L'élasticité de la probabilité d'être actif par rapport à ce gain est interprétée comme une mesure de risque d'une trappe à inactivité. L'analyse économétrique du comportement d'activité face au GNA conduit à la conclusion que son effet incitatif, assimilable à l'existence d'une trappe à inactivité, est de faible importance. Il est identifiable uniquement dans le cas de la spécification linéaire, dans les ménages comportant un seul adulte. Dans les spécifications préférées (non linéaires), son effet incitatif n'est pas retrouvé.

Nous concluons que certains ménages vont se porter sur le marché de travail et d'autres non sans que l'influence de l'environnement socio-fiscal de ménage apparaisse comme un élément déterminant dans la prise de décision de travailler même pour l'ensemble des ménages à faibles revenus potentiels de travail.

Summary

This paper considers the relevance of the argument that generous welfare payments can induce an "inactivity trap" where people prefer to remain outside of the labour market, subsisting on transfer payments, than to look for paid employment. We use microsimulation techniques to evaluate the disposable income differences as a consequence of labour status change from inactivity to activity and the resulting modification in the tax burden and social transfers. In our approach we suppose that the decision of work participation depends on the expected net gain from activity (NGA) conditional on the probability of finding a job. The NGA is defined as the difference between total income in case of activity and all transfer revenues in case of inactivity and is used as one of determinants in a labour force participation decision model. The elasticity of the labour force participation probability with respect to NGA is interpreted as a measure of the risk of an inactivity trap. The econometric analysis of participation behaviour with respect to NGA variable shows a weak incentive effect which would suggest only very limited poverty trap risk. Moreover this effect is identifiable only for lone adult households and in a linear specification. In the preferred, non linear specification the incentive effect is insignificant for all types of households.

Our conclusion is that the households' tax-benefit environment in France does not influence significantly the labour force participation decision even for households with low potential incomes from work.

Mots clés : Trappe à inactivité, prestations sociales, microsimulation.

Keywords: Inactivity trap, welfare transfers, microsimulation.

J.E.L. : J22, I38, H31

1. Introduction

Le développement du chômage et de la pauvreté d'une part, l'accroissement des aides et transferts sociaux distribués sous condition de ressources d'autre part, créent des situations où l'on peut soupçonner que le gain monétaire tiré du travail est faible par rapport à ce que l'on peut obtenir par les revenus provenant des prestations sans travailler. Dans ce cas, l'individu peut tomber dans une « trappe à inactivité » où la situation d'être assisté est économiquement plus avantageuse que celle de travailler. L'objet de cet article est d'évaluer dans quelle mesure les interactions entre le système de rémunération du travail et le système de prélèvements et de prestations sociales augmentent la probabilité de la substitution du travail par l'assistance.

Cette problématique a été largement discutée et analysée dans un cadre plus général de comportement de l'offre de travail par rapport à la fiscalité (cf. Danziger *et al.*, 1981, Moffit, 1992, Blundell, 1995, Bourguignon et Magnac, 1990). Si, dans un cadre théorique, le problème peut être bien posé, il est beaucoup plus difficile à traiter empiriquement. L'observation des comportements réels face à l'évolution de la fiscalité pendant de longues périodes ne donne de résultats que partiellement réconfortants pour la théorie à cause, sans doute, du manque des données adaptées (Blundell *et al.*, 1998). Dans ce contexte, des approches par microsimulation permettant d'évaluer pour chaque individu d'un échantillon l'importance, en termes monétaires, de l'écart entre la situation hypothétique de travail et celle d'inactivité, apportent un éclairage très pertinent (OCDE, 1995). Cette problématique a été aussi largement discutée en France, en particulier dans les travaux de Laroque et Salanié (2000, 2002), Hagneré *et al.* (2003), Gravel *et al.* (2001). D'autres l'ont traitée plus généralement par une évaluation des gains monétaires de l'emploi par rapport au RMI (Gurgand, Margolis, 2001, 2005) ou

plus spécifiquement par l'évaluation d'une mesure incitative particulière comme la prime pour l'emploi (Hagné *et al.*, 2002).

Laroque et Salanié (2000) utilisent un modèle qui distingue le coût du travail et le gain net du travail, ce qui permet de prendre en compte à la fois les conditions de l'offre et de la demande du travail. Ils cherchent à identifier différents types de non emploi (volontaire, classique) par rapport, notamment, au non emploi induit par le SMIC. L'intérêt principal de cette approche est de pouvoir simuler l'évolution de l'emploi en changeant sa rentabilité en terme de salaire net espéré soit par la baisse des charges soit par la baisse du SMIC (traité comme une source de censure des emplois). Cette approche est développée et enrichie dans le modèle « réception, censure, emploi (RCE) » de Hagné *et al.* (2003) où l'offre et la demande de travail (ou les différentes situations de non emploi) sont modélisées. Une séquence de modèles est proposée correspondant 1) à la probabilité de se porter sur le marché de travail (équation de participation classique), 2) à la situation du marché de travail avec censure (l'équation d'emploi avec censure (salaire minimum)) et 3) à la situation de réception/probabilité de recevoir une offre (équation d'emploi avec censure de la demande de travail). Les estimations de ces modèles permettent de simuler les effets des différentes réformes incitatives sur l'emploi.

Par rapport à ces travaux, nous nous appuyons sur un cadre théorique beaucoup plus restreint avec un modèle réduit de l'offre de travail. Nous nous intéressons surtout au gain que procure l'activité par rapport à l'inactivité. Nous utilisons les techniques de microsimulation pour l'évaluation des différences du revenu disponible qui résultent de l'application du barème socio-fiscal à la suite du changement de statut d'activité. Notre approche repose sur l'hypothèse que la décision de travailler (se porter sur le marché du travail) dépend du gain net attendu de l'emploi compte tenu de la probabilité d'en trouver un. Le gain net d'activité (GNA) est défini comme la différence des revenus en cas d'activité et les revenus de transferts en cas d'inactivité.

C'est surtout la prise en compte de la probabilité de l'emploi, conditionnelle à l'activité dans le bilan monétaire du passage d'inactivité à activité, qui nous distingue des autres approches de même nature portant sur les incitations. Cela nous semble d'autant plus important que la seule volonté de participation ne suffit pas pour garantir un emploi et que la prise en compte, au moins partielle, des conditions de la demande du travail permet d'intégrer aussi l'effet de découragement éventuel dans la recherche d'emploi.

Par rapport à d'autres travaux, notre approche correspond à la prise en compte par un modèle en forme réduite des situations différentes vis-à-vis de l'emploi par une seule probabilité intégrant tous les facteurs qui influencent l'offre et la demande de travail. Ces facteurs ne se limitent pas aux cas considérés par les modèles de Laroque et Salanié (2000) et de Hagné *et al.* (2003) où l'on

spécifie des équations séparées pour chaque source possible de non emploi. Ainsi, notre approche permet d'accommoder d'autres sources de non emploi, telles que le découragement, sans que nous soyons obligés de spécifier à chaque fois une nouvelle équation. Bien évidemment, l'approche en forme réduite ne permet pas d'obtenir des estimateurs des paramètres structurels sous jacents, ce qui limite le champ des simulations possibles avec notre modèle.

Nous tentons surtout de dresser un bilan global de rentabilité de l'activité par rapport à l'inactivité pour différents types de situations familiales, en étant bien conscients que notre modèle pourrait également servir à simuler des effets des réformes incitatives éventuelles pour les sous-populations particulières. Le gain net d'activité (GNA) est traité comme un des déterminants de la décision de se porter sur le marché de travail dans un modèle de participation, et l'élasticité de la probabilité d'être actif par rapport à ce gain est interprétée comme une mesure de risque d'une trappe à inactivité.

Dans la section 2, nous présentons les principes de notre approche afin d'évaluer le gain net d'activité par rapport à l'inactivité et en mesurer les conséquences en terme de probabilité de participation. La section 3 présente les résultats d'estimation des modèles de gain et d'emploi pour les hommes et pour les femmes qui servent ensuite à la simulation des revenus d'activité. Puis, le passage d'inactivité à activité (le chef de ménage et son conjoint, si présent) est simulé et ses conséquences financières sont évaluées par la prise en compte de l'ensemble des changements dans les revenus dus à l'activité, en considérant les variations des transferts et des prélèvements fiscaux et sociaux. Le gain net d'activité ainsi estimé est analysé en fonction des caractéristiques socio-économiques du ménage. La section 4 revient sur la question d'offre de travail, en estimant l'impact du gain net d'activité (par rapport à l'inactivité) sur la décision de participation. La section 5 conclut par une discussion de la robustesse de nos résultats à certaines hypothèses faites lors de l'estimation concernant le chômage et la perception du RMI/API, ainsi qu'une mise en perspective des limites de notre analyse. Les graphiques et tableaux mentionnés dans le texte figurent à la suite de la bibliographie.

2. Méthode d'approche et modèles d'estimation

2.1. Définition et méthode d'évaluation du gain net d'activité

La probabilité d'existence de la trappe à inactivité et la mesure de son importance sont évaluées en partant d'un modèle théorique où l'on suppose qu'un ménage fonctionne comme un décideur unique, choisit son offre de travail en

fonction de l'utilité fournie par sa consommation et son loisir. Les transferts sociaux permettent au ménage de consommer sans réduire le temps de loisir (à l'opposé du cas d'exercice d'une activité professionnelle). Toutefois, le choix de travailler ou non ne se fait pas exclusivement sur ces bases. D'autres éléments peuvent être introduits, tels qu'un « stigma social » associé à la perception de certaines prestations sociales, ainsi que le fait que les dépenses minimales nécessaires (notamment en matière de garde d'enfants) peuvent varier considérablement avec la décision de travailler ou non. Bien que nous ne précisions pas le modèle théorique sous-jacent, nous situons les résultats dans le cadre d'un modèle d'offre de travail de ce type.

Notre analyse se place dans un contexte markovien stationnaire et de long terme. Ainsi nous ne modélisons pas, en partie à cause de la complexité du système socio-fiscal (cf. Gurgand et Margolis, 2002), le rôle des incitations de court terme, telles que l'intéressement, sur les comportements d'activité. Nous nous intéressons surtout à mesurer l'importance du gain d'activité par rapport à l'inactivité dans différentes situations familiales et, indirectement seulement, l'impact des revenus sociaux sur l'activité. Comme nous nous plaçons dans un cadre markovien stationnaire, nous allons également chercher à estimer la probabilité qu'un individu se trouve dans l'état d'emploi, conditionnellement à son activité, à un moment donné. Cela dit, nous ne fournissons pas de modèle structurel dynamique. Notre analyse est purement de forme réduite, ce qui a l'avantage de permettre d'être clair sur les sources d'identification statistique de nos modèles.

Ce choix d'approche présente quelques inconvénients qui méritent d'être soulignés. En premier lieu, l'approche statique basée sur une seule année (imposée par nos données) implique que nos résultats ne sont pas généralisables à d'autres dates, notamment en période de conjoncture particulièrement mauvaise (ou très bonne). Ensuite, nous évitons des hypothèses structurelles parfois contestables et choisissons une approche en forme réduite, qui contraint à limiter le type de réformes pouvant être éventuellement simulées. Nous examinons quelques mesures alternatives, notamment en matière d'indemnisation des chômeurs lorsque nous testons la robustesse de nos modèles, mais des réformes plus compliquées ne peuvent être examinées. Enfin, la décision de s'inscrire dans l'analyse à long terme a été faite à la fois pour améliorer la lisibilité des résultats et pour éliminer la complexité du système d'incitation à l'emploi. Pourtant, une telle approche risque de sous-évaluer les gains à court terme de l'activité. Si les individus qui perçoivent les revenus sociaux sont particulièrement « myopes », cette sous-évaluation pourrait avoir des conséquences importantes sur les comportements d'offre de travail et donc sur nos estimations. Mis à part une modélisation complète et dynamique du système de transferts, nous ne pouvons pas évaluer l'importance d'un tel phénomène.

Dans ce cadre, notre approche consiste schématiquement à évaluer, pour chaque ménage, le gain net (en ce sens qu'il tient compte de l'augmentation des charges fiscales et des pertes de transferts sociaux en cas d'emploi) espéré du passage

d'inactivité à la situation d'activité de tous ses membres adultes (personne de référence du ménage et son conjoint, si présent) et à le considérer ensuite, comme une variable explicative dans le modèle de participation. Une élasticité positive, significative et élevée de la participation par rapport à ce gain sera interprétée comme indiquant la possibilité qu'il existe des situations où les transferts sociaux fournissent une désincitation au travail et donc engendrent à leur tour une trappe à inactivité.

Dans cette démarche, la façon d'évaluer les revenus d'activité potentiels (espérés) détermine en grande partie la robustesse de l'estimation du modèle de participation final. Nous proposons une procédure d'estimation du gain net d'emploi pour un ménage qui consiste à comparer les revenus espérés disponibles d'activité, non conditionnels à l'emploi, avec les revenus disponibles en cas d'inactivité. On considère l'activité du chef de ménage et, éventuellement, de son conjoint mais non celle d'autres personnes en âge de travailler au sein du ménage. En tenant compte du nombre d'heures de travail, nous estimons le salaire mensuel potentiel en cas d'emploi, conditionnellement à un ensemble de caractéristiques pertinentes pour les hommes ($\hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h$) et pour les femmes ($\hat{W}_f|A_f = 1, E_f = 1, X_f$) séparément ainsi que leur probabilités respectives de trouver un emploi s'ils se présentent sur le marché du travail ($\hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h$ et $\hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f)$). Ces deux ensembles d'estimations sont effectués en contrôlant la possibilité d'un biais de sélection (Heckman, 1979), et les salaires et probabilités sont prédits sous l'hypothèse que l'individu se porte sur le marché de travail. Selon les différentes combinaisons de leur statuts d'emploi respectifs (emploi ou chômage), le calcul de l'espérance des revenus disponibles du ménage en cas d'activité est obtenu en tenant compte de l'impact du système socio-fiscal via la fonction $D(\cdot; Z)$ qui convertit des revenus de travail d'un ménage avec caractéristiques Z en revenus disponibles. En cas de chômage nous considérons le taux de remplacement (τ) du salaire par l'indemnité au niveau de 72 % (cf. OCDE, 2002).

Plus formellement, l'espérance du revenu disponible en cas d'activité ($E(RDA)$) du ménage et selon les différentes configurations familiales s'écrit de la façon suivante :

Famille monoparentale, homme

$$E(RD|A_h = 1, X_h, Z) = \left\{ \hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h) * D\left((\hat{W}_h|a_h = 1, E_h = 1, X_h); Z\right) \right\} \\ + \left\{ \left(1 - \hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h)\right) * D\left((\tau \hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h); Z\right) \right\}$$

Famille monoparentale, femme

$$E(RD|A_f = 1, X_f, Z) = \left\{ \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f) * D((\hat{W}_f|a_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\} \\ + \left\{ (1 - \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f)) * D((\tau \hat{W}_f|A_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\}$$

Couple

$$E(RD|A_h = 1, A_f = 1, X_h, X_f, Z) = \left\{ (\hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h) * \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f)) * \right. \\ \left. D((\hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h + \hat{W}_h|A_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\} \\ + \left\{ [(1 - \hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h)) * \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f)] * \right. \\ \left. D((\tau \hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h + \hat{W}_f|A_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\} \\ + \left\{ [\hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h) * (1 - \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f))] * \right. \\ \left. D((\hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h + \tau \hat{W}_f|A_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\} \\ + \left\{ [(1 - \hat{P}(E_h = 1|A_h = 1, X_h)) * (1 - \hat{P}(E_f = 1|A_f = 1, X_f))] * \right. \\ \left. D((\tau \hat{W}_h|A_h = 1, E_h = 1, X_h + \tau \hat{W}_f|A_f = 1, E_f = 1, X_f); Z) \right\}$$

Le premier élément de l'expression pour les couples correspond à la situation d'emploi pour l'homme et la femme, le deuxième élément à la situation où la femme travaille et l'homme est au chômage, le troisième élément à la situation où l'homme travaille et la femme est au chômage. Enfin, le dernier élément correspond à la situation où les deux conjoints sont au chômage.

La fonction $D(\cdot; Z)$ intègre un modèle de microsimulation permettant le calcul du revenu disponible pour le ménage après taxes et transferts correspondant à un niveau de revenu brut de travail total donné. Pourtant, nous modifions la fonction $D(\cdot; Z)$ qui s'appliquait en 1997 (l'année couverte par nos données) afin de mieux explorer certaines hypothèses alternatives¹. En premier lieu, nous calculons l'espérance du revenu disponible en cas d'activité ($E(RD|A)$) en supprimant l'effet

1. Ces spécifications alternatives sous-tendent le tableau 8 ci-dessous, qui examine la robustesse de nos résultats à des spécifications différentes.

« complément de revenus » du RMI/API. En l'absence de cette modification, le revenu disponible ne peut, par construction, se trouver en dessous du montant de revenu disponible en cas d'inactivité et, par conséquent, une source importante de variabilité dans l'écart entre revenus d'activité et revenus d'inactivité peut ainsi être éliminée. Les tableaux 4 à 7 présentent des résultats selon cette hypothèse. Les autres scénarii alternatifs sous lesquels nous modifions la fonction $D(\cdot; Z)$ incluent la suppression de toute allocation chômage ($\tau = 0$) et la suppression de tout risque de chômage ($\tau = 1$).

Le revenu disponible du ménage en cas d'inactivité ($RD|I$) est constitué uniquement des prestations sociales calculées selon le barème incorporé dans $D(\cdot; Z)$ (sans modification) et en fonction de sa situation socio-démographique. Le *gain net d'activité* (GNA) est défini comme la différence entre le logarithme de l'espérance du revenu disponible en cas d'activité ($E(RD|A)$) :

$$GNA = \log(E(RD|A)) - \log(RD|I)$$

Le *gain net d'activité* ainsi calculé ne tient pas compte de certains coûts liés à l'activité (garde des enfants, frais de transport, pertes en terme de production domestique) qui peuvent, dans certains cas, peser lourd dans le bilan global de l'activité face à l'inactivité.

2.2. Modèles économétriques et méthodes d'estimation

La procédure d'estimation comporte plusieurs étapes. Nous commençons par estimer un modèle d'heures de travail avec sélection, un modèle de gains avec sélection et un modèle d'emploi avec sélection (à l'aide de l'Enquête Emploi 1997 et de l'Enquête Revenus Fiscaux 1996)² afin d'évaluer les revenus espérés du travail et la probabilité d'être en emploi lorsqu'un individu se porte sur le marché du travail.

Le modèle de gains de base s'écrit sous la forme suivante :

$$\log(\text{salaire}_i) = X_i^s \beta^s + \varepsilon_i^s \quad (1)$$

où $\log(\text{salaire})$ est observé uniquement pour les individus en emploi percevant un salaire. Le modèle latent décrivant la probabilité d'être observé en emploi avec un salaire s'écrit

$$\text{emploi}_i = X_i^e \beta^e + \varepsilon_i^e \quad (2)$$

Ici, la personne est observée en emploi salarié si *emploi* est supérieur ou égal à zéro et ne l'est pas dans le cas contraire. Notons que l'ensemble de l'échantillon est

2. Voir l'annexe 1 pour une discussion sur la construction de la base de données utilisée pour notre analyse.

pris en compte et non seulement les individus actifs sur le marché du travail. Nous faisons l'hypothèse de normalité jointe entre les perturbations des modèles 1 et 2, c'est-à-dire

$$\begin{pmatrix} \varepsilon^s \\ \varepsilon^e \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^{s^2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{bmatrix} \right)$$

et donc $E(\varepsilon^s | \text{emploi} \geq 0) = \rho_1 \lambda(X^e \beta^e)$, où $\lambda(X^e \beta^e) = \phi(X^e \beta^e) / \Phi(X^e \beta^e)$ est le ratio de Mills standard. Comme nous observons les salaires uniquement pour les individus avec $\text{emploi} > 0$, il en résulte que nous devons prendre en compte la sélection des observations dans l'équation de gains. Nous estimons les équations 1 et 2 simultanément par maximum de vraisemblance, avec la première équation comportant une correction pour le résidu non-centré de la forme

$$\log(\text{salaire}_i) = X_i^s \beta^s + \rho_1 \lambda(X^e \beta^e) + \varepsilon_i^s \quad (3)$$

où ρ_1 est un paramètre de plus à estimer. Le vecteur X^s contient les variables standard d'un modèle de gains³ alors que le vecteur X^e comprend des variables pertinentes pour expliquer l'emploi,⁴ dont un certain nombre servent de restrictions d'exclusion pour identifier le modèle joint.

Rappelons que le modèle de gains cherche à expliquer le salaire mensuel, qui est fonction à la fois du salaire horaire et des heures habituellement travaillées. Afin de tenir compte de ce dernier point, le modèle de gains inclut parmi les variables X^s les heures habituellement travaillées. Comme le calcul de l'espérance des revenus disponibles nécessaire à l'évaluation du gain net d'activité dépend d'un salaire prédit et que, par ailleurs, les heures habituellement travaillées ne sont disponibles que pour les individus observés en emploi à la date de l'enquête, nous utilisons pour *toutes les observations* le nombre d'heures espérées estimé à partir du modèle d'heures de travail avec sélection dont la méthode d'estimation est identique à celle du modèle de gains. Cette pratique correspond à l'hypothèse, à notre avis justifiée, qu'un individu décide de se porter sur le marché de travail en fonction de ce qu'il peut attendre en termes de revenus du travail et de probabilité d'emploi et non en fonction de la réalisation (qui n'est pas encore connue au moment où la décision est prise) du tirage qui sera effectivement obtenu si l'individu décide d'être actif.

Le modèle d'emploi de base décrivant la probabilité d'être en emploi pour les actifs s'écrit aussi comme un simple probit, mais avec une correction pour le biais de sélection induit par le fait que la participation au marché du travail n'est pas

3. Nous considérons ici les heures de travail, le niveau d'éducation, l'âge, l'ancienneté et le secteur d'activité.

4. Ici, nous avons choisi les variables suivantes : éducation, âge, taux de chômage local (définition BIT par région et par taille de l'unité urbaine), nombre d'enfants, allocations familiales perçues, pensions alimentaires versées, plus values, revenus fonciers et revenus des valeurs mobilières.

exogène. Les deux modèles latents s'écrivent

$$\text{emploi}_i = X_i^t \beta^t + \varepsilon_i^t \quad (4)$$

et

$$\text{actif}_i = X_i^a \beta^a + \varepsilon_i^a \quad (5)$$

où le modèle correspondant à l'équation 4 n'est observé que si les individus sont actifs⁵. Il faut noter que l'équation 4 diffère de l'équation 2 en matière de population concernée. Pour l'équation 2, la population pertinente est l'ensemble de nos données, or pour l'équation 4 nous ne nous intéressons qu'aux actifs. Avec l'hypothèse de normalité jointe des perturbations des modèles 4 et 5, c'est-à-dire

$$\begin{pmatrix} \varepsilon^t \\ \varepsilon^a \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & 1 \end{bmatrix} \right)$$

la contribution à la vraisemblance pour un individu inactif n'est qu'un simple probit, alors que la contribution pour un individu actif s'exprime en termes de fonction de répartition d'une loi normale bivariable.

L'hypothèse de l'existence de la trappe à inactivité est testée à l'aide d'un modèle d'offre de travail simple de la même forme que l'équation 5, complété par la variable qui mesure l'importance du bénéfice monétaire au passage d'inactivité à activité estimé au niveau de ménage, appelé ci-dessus *gain net d'activité*. Dans le modèle de base, on considère seulement deux situations opposées : soit tous les adultes présents sont actifs, soit aucun d'entre eux ne se présente sur le marché du travail⁶. Nous testons ainsi de quelle manière *le gain net d'activité* a un effet significatif sur les comportements d'activité. Plus précisément, nous estimons ce modèle d'offre de travail sous deux formes différentes :

une forme linéaire

$$\text{actif}_i = X_i^a \beta^a + \text{gain}_i \gamma + \varepsilon_i^a \quad (6)$$

et une forme non linéaire

$$\text{actif}_i = X_i^a \beta^a + 1_{\text{gain}_i \leq 0} \gamma_0 + 1_{\text{gain}_i > 0} \text{gain}_i \gamma_1 + 1_{\text{gain}_i > 0} \text{gain}_i^2 \gamma_2 + \varepsilon_i^a \quad (7)$$

La forme non linéaire présente deux avantages par rapport à la forme linéaire. D'abord, en testant si le paramètre γ_0 est significativement négatif, nous testons

5. Le vecteur X^t inclut les variables d'éducation, d'âge, de région et le taux de chômage local. Le vecteur X^a inclut les variables d'éducation, d'âge, du statut couple ou non, du nombre d'enfants, d'allocations familiales perçues, de pensions alimentaires versées, de plus values, de revenus fonciers et de revenus des valeurs mobilières.

6. On exclut ainsi la possibilité qu'un des adultes soit actif alors que l'autre reste inactif. Cette restriction est assouplie lors de l'estimation de nos modèles d'activité 6 et 7 sur les couples où l'on considère l'effet du gain net d'activité pour le ménage sur la probabilité que chacun des adultes soit actif individuellement et la probabilité qu'ils soient tous les deux actifs en même temps.

directement l'hypothèse selon laquelle les individus qui ne gagnent rien en se portant sur le marché du travail seront effectivement moins souvent actifs que les autres. Deuxièmement, nous pouvons aussi tester l'hypothèse que le profil d'activité tracé par les paramètres γ_1 et γ_2 est concave. Ce devrait être le cas si la trappe à inactivité existe et si l'on constate également des coûts supplémentaires non-mesurés en cas d'activité, tels que les frais de garde d'enfants ou les frais de déplacement.

Comme noté ci-dessus, le gain net d'activité pourrait être endogène à la décision de participer, et l'on pourrait penser en conséquence qu'il devrait être instrumenté. En fait, les estimations des revenus potentiels d'activité, préalables au calcul du gain net d'activité correspondent effectivement à une instrumentation dans une procédure de variables instrumentales où l'instrument principal est le taux de chômage local⁷.

Deux autres points économétriques méritent d'être soulignés. D'abord, la prise en compte d'hétérogénéité inobservable est hasardeuse en raison de la nature des données en coupe transversale. Au niveau de l'individu, l'hétérogénéité inobservable n'est pas identifiable car nous ne disposons que d'une observation par individu. On pourrait en principe contrôler l'hétérogénéité inobservable au niveau du ménage pour les couples, mais dans ce cas elle ne serait identifiée que dans les situations où le statut des deux adultes vis-à-vis de l'activité serait différent, or ce sous-échantillon n'est pas représentatif de l'ensemble des ménages. Nous ne pouvons donc pas examiner directement l'hypothèse selon laquelle certains individus possèdent des caractéristiques non observables qui les rendent moins disposés à participer au marché du travail et pour lesquels ces mêmes caractéristiques produiraient une estimation du gain net d'activité particulièrement faible au-delà de l'interprétation que nous pouvons faire des coefficients de corrélation entre les perturbations des équations de sélection et des modèles de gains et d'emploi. L'incapacité à prendre en compte plus directement de tels effets doit appeler à la prudence lors de l'interprétation des résultats finaux.

Le deuxième point concerne les équations 6 et 7 que nous estimons pour tester l'effet éventuel de la trappe à inactivité. En effet, en faisant abstraction des questions liées au niveau d'estimation d'un modèle (individu ou ménage), les équations 6 et 7 impliquent que le modèle 5 (équation de sélection pour

7. Nous faisons l'hypothèse (sans la tester) que la localité (taille de l'unité urbaine au sein de la région) est exogène au moins à court terme. Idéalement, notre ensemble d'instruments comporterait d'autres variables faisant varier la demande de travail de manière exogène à l'offre de travail. Comme nous incluons déjà des variables indicatrices géographiques comme explicatives dans le modèle d'offre, il reste peu d'autres sources de variabilité exogènes utilisables comme instruments. Il est important de noter que le taux de chômage local n'entre pas de manière significative dans la régression salariale complétée par l'ensemble de variables supplémentaires (y compris la région) qui se trouvent aussi dans l'équation de sélection.

l'estimation de la probabilité d'emploi) et, potentiellement, le modèle 2 (équation de sélection pour l'estimation du modèle de gains) sont mal spécifiés. La solution standard pour ce problème, l'estimation simultanée du système d'équations, serait extrêmement compliquée à implémenter, non seulement en raison de la loi normale à 4 dimensions qu'il faudrait intégrer, mais aussi à cause du passage par un filtre hautement non linéaire, la fonction $D(\cdot; Z)$ qui sert à transformer les valeurs prédites des modèles 2-5 en variables explicatives pour les modèles 6 et 7.

Une approche alternative consisterait à utiliser une procédure d'estimation itérative. Dans un premier temps, nous commençons par l'estimation décrite ci-dessus. Une fois le gain net d'activité calculé, nous réestimons les modèles 2-5 en incluant ce gain dans les équations de sélection (comme dans les modèles 6 et 7). Nous comparons la distribution des gains net d'activité entre l'itération n et l'itération $n-1$, et si l'on ne peut rejeter l'hypothèse que les lois (ou plutôt les lois conditionnelles) sont inchangées entre les itérations, nous procédons à une estimation finale des modèles 6 et 7. Sinon, nous répétons la procédure.

Toutefois, comme nous ne connaissons pas *a priori* l'impact du gain net de l'activité sur les probabilités d'emploi et les salaires (même si le taux marginal d'imposition est, dans le pire des cas, de 0 % et, au mieux, strictement positif), il ne sera pas possible de démontrer que ces estimations suivent un processus convergent. Dans cette optique, les résultats que nous présentons pourraient être considérés comme une première étape dans ce processus itératif que nous pourrions éventuellement appliquer ultérieurement.

3. Estimation des revenus potentiels d'activité – le modèle de gains

Le tableau 1 indique les résultats de l'estimation du modèle du logarithme de salaire (1), estimé séparément pour les hommes et pour les femmes, et le tableau 2 fournit les résultats du modèle d'emploi (2). Les estimations des équations de sélection correspondantes se trouvent en annexe 2, tableaux A et B respectivement. Le modèle d'heures qui sert dans le calcul de l'espérance des revenus disponibles se trouve également en annexe 2, tableau C. Les résultats de l'équation de gains correspondent bien à ce que l'on trouve typiquement dans la littérature sur l'estimation des modèles de ce type en France⁸, même si l'absence d'un effet significatif d'âge sur le salaire est inhabituelle. Un des aspects particuliers des résultats est

8. Voir, par exemple, Margolis (1996). Comme nous modélisons le log du salaire mensuel en fonction du log des heures hebdomadaires, notre spécification peut également être interprétée en terme de log du salaire horaire avec un contrôle supplémentaire pour les heures travaillées.

la corrélation négative estimée entre les résidus de l'équation de log du salaire et l'équation de l'emploi. Cela suggère que les individus observés ayant un emploi auront des salaires inférieurs à ceux qui ne le sont pas, pour un ensemble de caractéristiques observables donné. Ce résultat contre intuitif a été trouvé aussi dans d'autres estimations de ce type pour la France.

Les résultats d'estimation du modèle d'emploi sont conformes aux attentes, notamment en ce qui concerne le rôle prépondérant du taux de chômage local. L'effet de sélection pour les hommes n'est pas significatif, ce qui n'est pas surprenant compte tenu d'un taux d'activité supérieur à 95 %⁹. En revanche, celui de femmes est significativement négatif. Une explication possible (mais sûrement pas la seule) est la suivante¹⁰. Si une femme possède des caractéristiques observables avec une probabilité moindre d'être active alors qu'elle est effectivement sur le marché de travail, il est possible que ce soit davantage par besoin que par choix. Autrement dit, le ménage a besoin des revenus supplémentaires car il n'a pas suffisamment de ressources par ailleurs, notamment en provenance du conjoint. Si le revenu espéré du conjoint est faible, la similitude des profils sociaux entre les partenaires au sein du ménage (souvent constatée dans la littérature) impliquerait que celui des femmes qui se trouvent dans cette situation l'est aussi. Le faible revenu espéré de la femme pourrait venir soit des chances limitées de la personne à être employée (coefficient de corrélation dans le modèle d'emploi négatif) soit d'un salaire relativement faible en cas d'emploi (coefficient de corrélation dans le modèle de salaire négatif). Ces deux implications trouvent des appuis dans nos résultats.

Les instruments choisis afin d'identifier les modèles de sélection sont, de façon générale, significatifs : le taux de chômage local dans l'équation de sélection pour le modèle de salaire est hautement significatif, qui plus est, avec le signe attendu. Les indicatrices régionales sont conjointement très significatives. Le nombre d'enfants et les revenus provenant des sources non-salariales sont aussi significatifs dans l'équation de sélection du modèle d'emploi. Une régression supplémentaire par moindres carrés ordinaires démontre que, même si les indicatrices régionales sont corrélées de façon significative avec le log de salaire, le taux de chômage local ne l'est ni pour les hommes, ni pour les femmes. Parmi les autres sources de revenus non salariaux, seules les pensions alimentaires sont significatives.

Lorsque l'on trace les distributions de salaires observés et prédits selon le tableau 1, on constate relativement peu de différences entre les distributions de salaire des personnes employées et celles de la population en général pour les

9. Cette faible variabilité pourrait être à l'origine de la difficulté que nous éprouvons à identifier le coefficient de corrélation entre les perturbations (dont l'estimateur se trouve à la borne supérieure de l'espace du paramètre).

10. Cette explication est posée dans le contexte des ménages qui se situent en bas de la distribution des revenus de ménage, mais un argument complémentaire pourrait aussi trouver une explication par le retrait du marché de travail d'une femme appartenant à un ménage particulièrement aisé.

hommes or, ces distributions sont très différentes pour les femmes (figures 1 et 2). Les faibles différences pour les hommes sont vraisemblablement dues au très fort taux de participation, or les effets de sélection sont plus pertinents pour les femmes.

Une grande littérature s'est développée autour de l'estimation de ce type de modèles de gains, en considérant la possibilité que l'ancienneté soit endogène (voir, par exemple, Abraham et Farber (1987, 1988), Altonji et Shakotko, 1987, Topel, 1991 et Altonji et Williams, 2005). Bien qu'il n'y ait pas de consensus sur l'importance du biais potentiel, nos données nous permettent de réestimer le modèle de salaire en ne considérant que les individus ayant moins d'un an d'ancienneté dans l'entreprise. Cette limitation supplémentaire constitue un nouveau critère de sélection, car les individus qui n'ont pas changé d'employeur depuis plus d'un an sont exclus de la régression salariale, non parce que leur salaire n'est pas observable mais parce qu'ils sont (par exemple) moins mobiles que d'autres individus ¹¹.

Nous présentons les résultats de ce modèle dans le tableau 3, tout en restant convaincus que la composition particulière de l'échantillon induit par cette approche rend les résultats moins généralisables à l'échantillon entier que les problèmes liés à une éventuelle endogénéité de l'ancienneté dans le modèle de tableau 1 ¹². Les résultats, tout en restant semblables aux résultats correspondant à l'échantillon entier, démontrent une croissance plus faible de rendement d'éducation (sauf pour les femmes sorties d'une grande école) et un salaire horaire invariant avec les heures travaillées (coefficient non significativement différent de 1), alors que le salaire horaire semble décroître avec les heures travaillées dans la totalité de l'échantillon. Les effets de sélection sont moins forts pour les hommes dans ce modèle mais nous ne constatons pas de changement dans la corrélation estimée entre les perturbations des modèles pour les femmes.

11. Le fait de ne considérer que les individus ayant moins d'un an d'ancienneté n'élimine pas le problème d'endogénéité de l'ancienneté dans ce modèle. Dans la mesure où les entreprises qui rémunèrent particulièrement mal l'ancienneté seront composées, de manière disproportionnée, d'individus de faible ancienneté, toute chose égale par ailleurs, cet échantillon sera composé « disproportionnellement » de ce genre d'employeur. Pourtant, la correction pour le biais de sélection réduit la portée de cette critique et cette approche pourrait se justifier par d'autres moyens, notamment par la « myopie » d'individus qui considèrent uniquement leur salaire d'embauche lorsqu'ils prennent la décision de participer ou non au marché de travail.

12. L'équation de sélection est présentée en annexe 2, tableau D.

4. Le gain net de l'activité et sa distribution

Le gain net d'activité (GNA) a été défini dans la section 2.1 comme la différence entre le logarithme de l'espérance du revenu disponible dans la situation d'activité et le logarithme du revenu disponible en cas d'inactivité compte tenu des changements dans les montants des prestations et des impôts occasionnés par ce passage¹³. Pour chaque ménage, seul le chef de ménage et son conjoint (si présent) sont pris en compte comme sources de revenus d'activité potentiels. Nous excluons donc les revenus apportés par les enfants majeurs ou d'autres adultes présents au sein du foyer.

L'espérance des revenus disponibles ($E(RD|A)$) est calculée selon la formule de la section 2.1 avec un taux de remplacement en cas de chômage de 0.72 et indépendamment du statut vis-à-vis de l'emploi observé dans les données. Comme noté ci-dessus, la plupart des tableaux qui suivent sont construits sous l'hypothèse que les ménages dont les revenus de travail ne sont pas suffisants pour dépasser le seuil de RMI ou de API ne bénéficient pas du complément de revenus apporté par ces allocations¹⁴. La section 6, qui considère la robustesse de nos résultats, reviendra sur les conséquences de ces hypothèses qui sont, de façon générale et en termes qualitatifs, plutôt mineures. Rappelons aussi que le revenu disponible ($RD|I$) est constitué exclusivement des prestations sociales pour les ménages en cas d'inactivité des adultes qui le constituent.

Le gain net d'activité étant une différence entre deux valeurs logarithmiques, son niveau s'interprète naturellement comme un accroissement de l'espérance de revenu disponible (en pourcentage pour les petites valeurs) lorsque l'on passe de l'inactivité à l'activité. Cette façon de calculer le gain net d'activité (en se basant sur l'espérance des revenus disponible en cas d'activité) suppose un comportement neutre par rapport au risque de chômage de la part des ménages. Un calcul

13. L'algorithme pour évaluer les transferts disponibles de ménages nous a été fourni par Marc Gurgand. Cet algorithme exploite les paramètres du système français des transferts et des impôts en 1996 et il inclut les transferts sociaux suivants : les allocations familiales, le Revenu minimum d'insertion (RMI), l'Allocation de parent isolé (API), les allocations logement, le complément familial, l'allocation de rentrée scolaire et l'allocation pour jeune enfant. Cet algorithme calcule les revenus disponibles, et ainsi prend en compte le traitement différencié des divers transferts et des revenus d'activité. Étant donné que nous ne disposons pas des informations sur le montant du loyer payé (nécessaire pour la détermination de l'éligibilité pour les allocations logement), nous utilisons le loyer plafond du barème de l'allocation logement pour la zone d'habitation du ménage. Comme nous l'avons noté ci-dessus, les autres sources de revenus non-salariaux renseignés dans l'Enquête Revenus Fiscaux sont exclues de notre analyse car elles sont disponibles, pour le ménage, indépendamment de son statut d'activité et leur traitement fiscal ne varie pas non plus avec l'activité du ménage.

14. Cette manière de traiter des revenus d'activité faibles ne correspond donc pas à la situation actuelle en France, mais plutôt à l'expérience hypothétique où l'on compare les revenus d'activité dans l'absence de la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API aux revenus de transfert avec la présence du RMI et de l'API.

alternatif qui introduit l'aversion pour le risque dans le comportement des ménages correspondrait de plus près à l'approche prise ailleurs dans la littérature sur l'offre de travail individuel. En revanche, il faudrait choisir une forme fonctionnelle pour la fonction d'utilité et comme la littérature n'est pas parvenue à un consensus sur la manière correcte de spécifier cette aversion pour le risque dans le cadre d'un modèle unitaire de comportement d'offre de travail des ménages, nous préférons adopter la neutralité par rapport au risque, ce qui présente l'avantage de formuler des expressions analytiques plus transparentes.

5. Le gain net d'activité et la structure de ménage

Le tableau 4 présente le gain net d'activité (GNA) par type démographique de ménage : couples, ou célibataires (différenciés par sexe), sans ou avec enfants (1, 2 ou 3 enfants et plus). On peut constater que, pour l'ensemble des ménages, l'espérance du revenu disponible du ménage au cas où tous les adultes sont actifs est en moyenne 2,16 fois plus grand que lorsque aucun adulte ne travaille et le ménage bénéficie de tous les transferts sociaux auxquels il a droit. Par ailleurs, le gain net d'activité est strictement positif pour l'ensemble des ménages – il n'y a donc aucune situation de perte ou d'effet nul de l'activité sur l'espérance de revenu disponible du ménage. Ce constat nous indique qu'une hypothèse sous laquelle ces GNA sont calculés (absence de complément RMI/API) pourrait ne pas être d'une importance majeure. Rappelons toutefois que l'estimation du gain net d'activité ne prend pas en compte les coûts de certains services que le ménage devrait payer lorsqu'il passe de l'inactivité à l'activité professionnelle (par exemple, la garde des jeunes enfants ou les frais de transport) ni les droits connexes liés à la perception des minima sociaux comme la CMU, les aides locales...¹⁵. La prise en compte de ces charges pourrait affecter ce résultat d'absence de gain net d'activité négatif ou nul. La distribution des écarts pour l'ensemble des ménages (Figure 3) est bimodale et asymétrique : la moyenne est inférieure à la médiane d'environ 10 %. Le mode principal est situé autour de 1.38, ce qui correspond à des revenus disponibles pour le ménage environ 3 fois plus élevés en cas d'activité qu'en cas d'inactivité, et le second mode se trouve près de 0,57, soit 75 % de revenu disponible supplémentaire en cas d'activité.

Certains types de revenus de transfert ne sont attribués qu'aux familles monoparentales (allocation de parent isolé, par exemple) et d'autres dépendent du nombre

15. Anne et L'Horty (2002) ont montré que les aides connexes liées à la perception des minima sociaux (notamment le RMI), bien que difficilement mesurables à l'échelle nationale, sont d'un montant important.

d'enfants dans le ménage (allocations familiales, allocation pour jeune enfant). Le tableau 4 présente la distribution du gain net d'activité par type de ménage (mono ou bi-parental) et par nombre d'enfants. Tous les GNA sont plus importants pour les ménages dans lesquels les deux parents sont présents par rapport à ceux où il n'y a qu'un parent, d'une part et ils diminuent fortement avec le nombre d'enfants, d'autre part. Les situations où les gains sont les plus forts sont celles de couples sans enfant (3 fois plus de revenu en cas d'activité). En revanche, les gains sont les plus faibles pour les mères isolées (seulement 62 % avec un ou deux enfants et à peine 28 % si 3 enfants et plus sont présents).

Les distributions du gain net de l'activité pour les différentes configurations familiales montrent une grande diversité (Figure 4). Bien que nous ne puissions pas classer les distributions par dominance stochastique d'ordre 1 sur l'intégralité des points de support dans nos données, la distribution des ménages des femmes isolées est dominée stochastiquement (d'ordre 1) par celle des ménages bi-parentaux sur 99,99 % des points de support, et la distribution des ménages des hommes isolés est dominée par celle des ménages bi-parentaux sur 98,63 % de la distribution. Une telle situation serait attendue si l'augmentation des revenus d'activité apportée par un deuxième parent en emploi était plus que proportionnelle que l'augmentation des revenus de transfert associée au passage d'une famille monoparentale à une famille bi-parentale. Par contre, la relation entre les ménages monoparentaux n'est pas aussi claire : la distribution du gain des ménages des hommes isolés domine celle des ménages des femmes isolées sur 99,95 % du support.

La décomposition par nombre d'enfants (Figure 5) est moins intuitive. Bien que plusieurs sortes de transferts sociaux, y compris le RMI et l'API, varient avec le nombre d'enfants à charge dans le ménage, les distributions des écarts entre revenus d'activité et de transfert se recouvrent sur la masse de la distribution et se caractérisent par une forte asymétrie. Encore une fois, des relations de dominance stochastique sur presque tous les points de support empirique des données se dessinent. La distribution des ménages avec 3 enfants et plus, qui semble être à gauche des autres, est effectivement dominée par celle des ménages sans enfant sur 99,99 % des points du support dans nos données, et elle est dominée par celle des ménages avec 1 ou 2 enfants sur 99,96 % des points de support.

6. Le gain net d'activité selon l'éligibilité au RMI ou à l'API l'année précédente

Le tableau 5 présente une décomposition par perception du RMI ou de l'API. Même si seuls 4,6 % de nos ménages environ étaient éligibles au RMI ou à l'API en 1996, on pourrait s'attendre à ce que ces ménages soient ceux qui ont le

moins à gagner en travaillant. En effet, le gain moyen pour l'ensemble de la population est de 216,2 % et un peu plus (22,4 %) parmi les ménages qui n'ont pu bénéficier du RMI ou de l'API. En revanche, les ménages qui ont pu bénéficier d'un de ces transferts sociaux en 1996 n'auraient gagné que 92 % par un passage à l'activité, donc beaucoup moins que d'autres ménages mais cela représente néanmoins un quasi-doublement de leurs revenus d'inactivité. Bien que toutes les sous-populations des ménages RMistes ou APIstes gagnent à l'activité moins que l'ensemble des ménages sans ces prestations (tableau 5), ce sont surtout les ménages avec un seul adulte, en particulier les femmes isolées, qui gagnent le moins en passant de l'inactivité à l'activité (38 %).

La figure 6 présente ces différences graphiquement, où l'on voit encore une quasi-dominance stochastique (sur 98,23 % du support empirique des distributions) de la distribution des ménages ayant pu toucher le RMI ou l'API en 1996 par les autres ménages. Plus encore que les moyennes, les autres statistiques des distributions du GNA indiquent des différences importantes entre les sous-populations avec et sans RMI ou API.

7. Le gain net de l'activité et le statut d'activité

Nous avons constaté que les ménages qui ont le moins à gagner en se portant sur le marché du travail en 1997 sont ceux qui ont été effectivement éligibles afin d'être aidés par les transferts sociaux destinés à fournir un revenu de subsistance en 1996 (RMI et API). Cela va dans le sens d'une substitution possible entre l'activité et l'assistance. En poursuivant cette piste, le gain net d'activité est analysé en fonction du nombre d'actifs dans le ménage (tableau 6). Lorsque l'on compare les ménages sans adulte actif avec les ménages avec au moins un adulte actif, on constate que le gain à être actif pour les premiers est en moyenne de 142 %, beaucoup moins que le gain net d'activité moyenne de 234 % dans les ménages où tous les adultes sont actifs. La figure 7 trace les distributions des écarts de revenus, où la dominance stochastique est, une fois encore, presque atteinte (sur 99,89 % du support empirique).

Pour les ménages bi-parentaux, la distribution des gains pour les ménages sans actif est à gauche de celle des ménages où les deux parents sont actifs, et les distributions où l'un des parents est actif et l'autre ne l'est pas se trouvent entre les deux cas polaires (Figure 8). La quasi-dominance stochastique et la différence entre les modes des distributions sans parent actif (mode à 1,18) et avec les deux parents actifs (mode aux alentours de 1,38) suggérerait la possibilité d'une sensibilité de l'offre de travail au GNA parmi les ménages de ce type.

De façon globale, nos résultats montrent que le risque d'une trappe à inactivité est relativement faible compte tenu d'un gain net d'activité en moyenne très important (plus de 200 %). Toutefois la forte dispersion de ce gain et son niveau relativement faible pour les familles nombreuses, monoparentales, pauvres ou inactives suggère que les transferts sociaux gardent le potentiel d'affecter l'offre de travail d'une manière cohérente avec l'existence d'une trappe à inactivité. Dans la section suivante, nous testons économétriquement l'impact éventuel du gain net d'activité sur le comportement d'activité.

8. L'impact du gain net d'activité sur l'offre de travail

Les statistiques descriptives de la section 3 amènent à nous interroger sur l'importance du gain net d'activité pour la décision de participer au marché du travail et sur la possibilité d'observer un effet cohérent avec une trappe à inactivité dans nos données. Le gain espéré en terme du revenu disponible associé au passage d'inactivité à l'activité peut être ainsi considéré comme un facteur incitatif dans la décision de se porter sur le marché du travail et, comme tel, utilisé comme variable dans un modèle de participation. Un signe positif et une valeur élevée et significative de son coefficient pourraient être interprétés comme une sensibilité pertinente au gain net de l'activité et donc en accord avec l'existence potentielle d'une trappe à inactivité au moins pour certaines catégories d'individus. Dans le cas contraire (coefficient non significatif ou faible), l'hypothèse de la trappe à inactivité éventuelle serait écartée.

Deux spécifications d'un modèle de type probit de la décision de participer au marché de travail sont estimées : l'une, linéaire par rapport au gain net d'activité (équation 6) et l'autre non-linéaire (équation 7). Dans cette dernière équation, les écarts nuls ou négatifs ont un coefficient particulier et les valeurs positives sont prises en compte sous forme quadratique. Mais, compte tenu de l'absence de valeurs négatives du gain net d'activité dans nos données, nous utilisons la spécification (7) sans terme $gain < 0$:

$$actif_i = X_i^a \beta^a + 1_{gain_i > 0} gain_i \gamma_1 + 1_{gain_i > 0} gain_i^2 \gamma_2 + \varepsilon_i^a \quad (8)$$

Le tableau 7 présente les élasticités de la probabilité d'être actif par rapport au gain net d'activité pour l'ensemble des ménages en fonction de la présence ou de l'absence du conjoint et en considérant une offre de travail non-identique des conjoints. Les résultats détaillés d'estimation des coefficients du modèle se trouvent en annexe 2 – tableaux E et F.

Le modèle linéaire (6) donne une élasticité significative mais faible pour l'ensemble des ménages (3,3 %). Les élasticités de la probabilité d'être actif, estimées pour les personnes seules, sont significatives et relativement fortes : respectivement 0.10 et 0.13 pour les hommes seuls et les femmes seules. Pour ces catégories, on pourrait parler, dans le cadre du modèle linéaire, d'un effet incitatif significatif et semblable à ce qui a été obtenu par exemple par Hagneré *et al.* (2003). Ces résultats semblent confirmer la possibilité de présence d'une situation de type trappe à inactivité pour l'ensemble des ménages, mais surtout pour le ménage avec un seul adulte (homme ou femme)¹⁶.

L'estimation de la spécification non linéaire (7) permet l'estimation d'un profil concave de l'activité par rapport au gain net d'activité comme on pourrait s'attendre dans la présence des coûts fixes auxquels fait face un ménage lorsqu'il passe de l'inactivité à l'activité. Étant donné que nous ne mesurons pas ces coûts, notre mesure du gain « net » d'activité ne sera pas nette de tous les coûts supplémentaires et donc surestimera les gains espérés en revenu disponible associés à l'activité. Dans cet optique, une augmentation des gains espérés aura plus d'impact sur les décisions d'activité des ménages à la marge d'activité (pour lesquels une petite augmentation du gain permettrait de couvrir les coûts supplémentaires associés à une reprise d'activité) que sur celles des ménages où le gain est déjà suffisamment élevé afin que tous les coûts non mesurés d'activité soient couverts. Dans ce dernier cas, une augmentation proportionnelle du gain ne changera pas le constat global selon lequel le gain net de l'ensemble des coûts reste positif.

L'estimation de la spécification non linéaire (7) ne confirme pas l'existence de ce profil concave. L'impact du gain net de l'activité sur la probabilité de participer est significatif dans un seul cas (les ménages où les deux adultes sont présents et tous les deux sont actifs) mais le signe du coefficient sur le terme de premier ordre est l'opposé de celui qui serait prédit par la présence d'une trappe à inactivité avec des coût fixes d'activité inobservés.

16. Il est possible que les résultats des estimations probit effectués sur l'ensemble de l'échantillon donnent une valeur en dehors de celles des sous-populations. Cela est dû au fait que certaines observations sont exclues des modèles sur les sous-populations lorsqu'ils déterminent avec probabilité 1 l'activité. Par exemple, 100 % des ménages monoparentaux avec, comme chef de ménage, un homme diplômé d'une grande école ou d'une école d'ingénieurs, sont actifs. Ainsi, le coefficient sur l'indicatrice pour diplômés d'une grande école ou d'une école d'ingénieurs dans la sous-population des ménages monoparentaux avec un homme comme chef de ménage n'est pas identifié, et ces (88) observations sont exclues de l'estimation du modèle sur cette sous-population. Par contre, parce qu'il y a des ménages inactifs où l'homme est diplômé d'une grande école ou d'une école d'ingénieurs dans d'autres sous-populations, ce coefficient est identifié dans le modèle sur l'ensemble de l'échantillon, et donc toutes ces observations seront incluses.

9. Robustesse des résultats

Jusqu'ici, notre analyse a été conduite sous certaines hypothèses éventuellement contestables. D'abord, comme nous l'avons mentionné dans la section 3, le revenu d'activité a été estimé sur la base d'un modèle de gains qui contrôlait l'ancienneté sans pour autant prendre en compte sa possible endogénéité. Nous avons déjà montré (dans le tableau 3) l'impact sur nos coefficients d'estimer le modèle de gains exclusivement sur les observations avec moins d'un an d'ancienneté. Nous montrerons ci-dessous le rôle qu'une telle estimation pourrait avoir sur les résultats ultérieurs.

Une autre hypothèse que nous avons employée concerne les revenus affectés à un individu en cas de chômage lorsqu'il est actif. Nous avons choisi de lui attribuer 72 % de son salaire espéré en cas d'emploi car ceci correspond au taux moyen de remplacement par le système d'assurance chômage français (OCDE, 2002). Nous présentons ci-dessous nos résultats sous deux autres hypothèses : 1) que l'individu ne perçoive rien en cas de chômage, 2) que le risque de chômage est nul (plutôt qu'évalué selon notre modèle d'emploi), c'est-à-dire que la personne reçoive son salaire espéré avec une probabilité égale à 1.

Enfin, et d'une manière plus spéculative, nous avons conduit notre analyse sous l'hypothèse d'une absence de complément de revenus provenant des prestations RMI ou API en cas d'activité avec un revenu disponible espéré inférieur au seuil du RMI ou de l'API. Bien que plus informative sur la distribution des écarts latents, cette hypothèse ne reflète pas la situation qui prévalait en France en 1997. Nous montrons donc que le RMI ou l'API peuvent effectivement combler quelques écarts négatifs existants dans des situations sous-jacentes à certains cas analysés¹⁷. Mais, rappelons que dans le modèle de référence (sans RMI et API comme complément, avec l'assurance chômage), nous n'avons pas trouvé de gain net d'activité négatif.

Le tableau 8 présente une comparaison des résultats du modèle linéaire selon des hypothèses diverses, avec la spécification que nous avons commentée jusqu'ici (numéro 4) en surbrillance. Les résultats sont remarquablement stables à travers les différentes spécifications au sein des groupes avec ou sans RMI/API possible. Les mêmes ensembles de coefficients restent significatifs avec des signes et des ordres de grandeur très comparables. Un tableau semblable (non présenté ici) qui compare les résultats pour le modèle non linéaire nous permet de tirer en gros

17. L'espérance de revenu disponible en cas d'activité est construite à partir des éléments multiples, dont le revenu disponible en cas de chômage. Bien que nous n'ayons repéré aucun ménage avec un revenu espéré disponible d'activité inférieur au seuil du RMI ou de l'API, il est possible que le revenu disponible en cas de chômage soit en dessous du seuil et que l'état de chômage se réalise avec une probabilité suffisamment faible que la perte associée à cet état soit dépassée par le gain associé avec le (beaucoup plus probable) état d'emploi.

les mêmes conclusions. Ce même constat de robustesse reste valable lorsque l'on examine nos résultats en permettant ou supprimant le complément de revenu par le RMI ou l'API. La seule hypothèse qui semble affecter de manière quantitative nos résultats est celle selon laquelle le salaire en cas d'emploi est prédit sur la base des personnes récemment embauchées ou sur tous les individus observés en emploi. Les probits estimés sur la base des GNA calculés en utilisant seulement les individus ayant moins d'un an d'ancienneté dans l'emploi suggèrent des élasticités plus petites que celles où les GNA étaient calculés sur la base de tous les personnes observées en emploi, mais ces différences ne sont pas significatives.

En somme, nos résultats sont remarquablement robustes à un large éventail de spécifications alternatives. Tous les mêmes coefficients sont significatifs pour les mêmes populations, ces coefficients ont le même signe et sont du même ordre de grandeur pour toutes les spécifications considérées.

10. Conclusion

L'hypothèse de l'existence d'un effet désincitatif au travail pouvant aboutir à une trappe à inactivité dans le contexte du système de transferts et prélèvements français a été examinée dans cet article. La méthode utilisée repose sur la simulation du passage d'inactivité à activité de tous les adultes au sein du ménage et l'évaluation du gain net procuré par les revenus de travail ou de chômage par rapport à la situation où seules les prestations sociales sont perçues. L'espérance des revenus disponibles en cas d'activité et d'inactivité est comparée en tenant compte de l'impact du changement des prestations et des impôts *via* un modèle de microsimulation. Le gain net d'activité est défini comme l'écart entre l'espérance de revenu disponible (en log) en cas d'activité et le revenu disponible en cas d'inactivité (également en log). Sa faible importance pourrait indiquer la présence possible d'une trappe à inactivité ou, en tout cas, une désincitation au travail résultant des transferts sociaux relativement importants. Or, on constate un niveau moyen élevé de ce gain d'environ 220 % : en moyenne, un ménage disposerait de revenus plus de deux fois plus élevés en cas d'activité de tous les adultes qui le composent par rapport à la situation où tous les adultes sont inactifs, avec toutefois des variations importantes selon les caractéristiques des ménages. Après une analyse détaillée de la distribution de ce gain selon plusieurs décompositions, notamment par la structure démographique de la famille, nous avons pu constater que le risque de voir apparaître une trappe à inactivité à cause d'un gain net d'activité faible pourrait effectivement exister pour les catégories des ménages *a priori* exposés à ce risque : ce gain n'est que de 68 % pour une mère célibataire ou de 38 % pour une femme seule bénéficiaire du RMI.

Toutefois, l'analyse économétrique du comportement d'activité face à ce gain potentiel qui prend aussi en compte les caractéristiques observables des ménages conduit à la conclusion que l'effet incitatif de ce gain, assimilable à la possibilité d'existence d'une trappe à inactivité est d'une importance faible dans le contexte du système de transferts et prélèvements français en vigueur en 1997. Il est identifiable uniquement dans le cas de la spécification linéaire, dans les ménages comportant un seul adulte, avec une élasticité de la probabilité d'activité de 10 % à 13 %. Dans les spécifications préférées (non linéaires), l'effet incitatif du gain n'est pas retrouvé. L'apparente existence d'un effet « trappe » constatée dans la première phase des estimations (modèle linéaire) ne semble alors qu'être l'effet de l'hétérogénéité entre les ménages, corrélée avec le gain net d'activité. Ainsi, certains ménages vont se porter sur le marché de travail et d'autres non, sans que l'influence de l'environnement socio-fiscal du ménage apparaisse comme un élément déterminant dans la prise de décision de travailler même pour l'ensemble des ménages à faibles revenus potentiels de travail. Ce résultat tient essentiellement à l'importance relative des revenus d'activité espérés, comparés aux prestations soumises aux conditions de ressources et aux impôts directs.

Références

- Abraham, K. G. et H. S. Farbers. 1987. "Job Duration, Seniority and Earnings", *American Economic Review*, June, 278-297.
- Abraham, K. G. et H. S. Farber. 1988. "Returns to Seniority in Union and Nonunion Jobs : A New Look at the Evidence", *Industrial and Labor Relations Review*, October.
- Altonji, J. G. et R. A. Shakotko. 1987. "Do Wages Rise with Job Seniority?", *Review of Economic Studies*, July, 437-459.
- Altonji, J. et N. Williams. 2005. "Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment", *Industrial and Labor Relations Review*, April, 370-398.
- Anne, D. et Y. L'Horty. 2002. « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 357-358.
- Blundell R., A. Duncan, C. Meghir. 1998. "Estimating Labour Supply Responses Using Tax Reforms", *Econometrica*, Vol 66 N° 4, 827-861.
- Bourguignon F. et T. Magnac. 1990. "Labor Supply and Taxation in France", *Journal of Human Resources*, vol 25, 358-389.

Danziger S., R. Haveman, R. Plotnick. 1981. "How Income Transfers Affect Work, Savings, and the Income Distribution", *Journal of Economic Literature*, 19, 975-1028.

David, M.-G., B. Lhommeau, C. Starzec. 1998. *French Tax-Benefit System and Work Incentives : Net Income Change of the Shift from Unemployment to Work*, IARIW (International Association for Research in Income and Wealth), Cambridge , Grande-Bretagne, août 1998.

David, M.-G., B. Lhommeau, C. Starzec. 1999. « Le Modèle de Microsimulation INES : description et exemples d'utilisation », Document de travail de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de L'INSEE, numéro 9902, août 1999, 78-90.

Gravel, N., C. Hagneré, N. Picard et A. Trannoy. 2001. « Une évaluation des impacts incitatifs et redistributifs d'une réforme des minimas sociaux », *Revue Française d'Économie*, vol. 16, n° 1, 125-165.

Gurgand, M. et D. N. Margolis. 2001. « RMI et revenus de travail : une évaluation des gains financier à l'emploi », *Économie et Statistique*, N° 346-347.

Gurgand, M. et D. N. Margolis. 2005. "Does Work Pay in France? Monetary Incentives and the Guaranteed Minimum Income", *IZA Discussion Paper*, n° 1467.

Hagneré, C., N. Picard, A. Trannoy et K. Van der Straeten. 2002. « La prime pour l'emploi est-elle optimale ? », *Économie Publique, Études et Recherche*, vol 11, 15-45.

Hagneré, C., N. Picard, A. Trannoy et K. Van der Straeten. 2003. « L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ? », *Économie et Prévision*, N° 160-161, 2003, 49-78.

Heckman, J. J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47, 153-161.

INSEE. 1999. Revenus et patrimoine des ménages, Synthèses, N° 28, 1999.

Laroque, G. et B. Salanié. 2000. « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et Statistique*, N° 331, 47-66.

Margolis, D. N. 1996. "Cohort Effects and Returns to Seniority in France", *Annales d'Économie et de Statistique*, janvier/juin, 443-464.

Moffitt, R. 1992. "Incentive Effects of the US Welfare System : A Review", *Journal of Economic Literature*, 30, 1-61.

OCDE. 1995. Fiscalité emploi et chômage, (OCDE, Paris).

OCDE. 2002. Benefits and Wages : OECD Indicators, (OCDE, Paris).

Solidarité Santé. 1997. « Les minima sociaux », *Solidarité Santé*, n° 3 spécial.

Topel, R. 1991. “Specific Capital, Mobility and Wages : Wages Rise with Job Seniority”, *Journal of Political Economy*, 99 (1), 145-176.

Figures

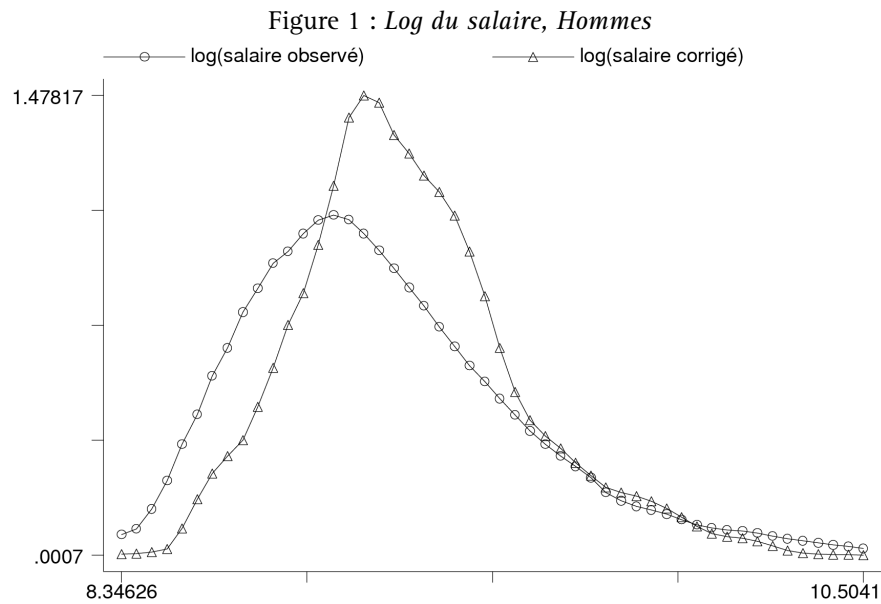


Figure 2 : Log du salaire, Femmes

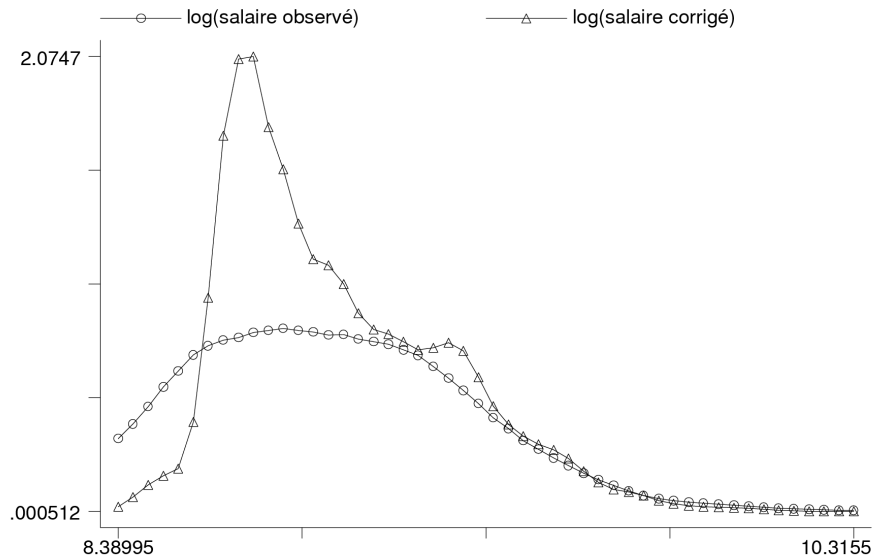


Figure 3 : Distribution du gain net de l'activité

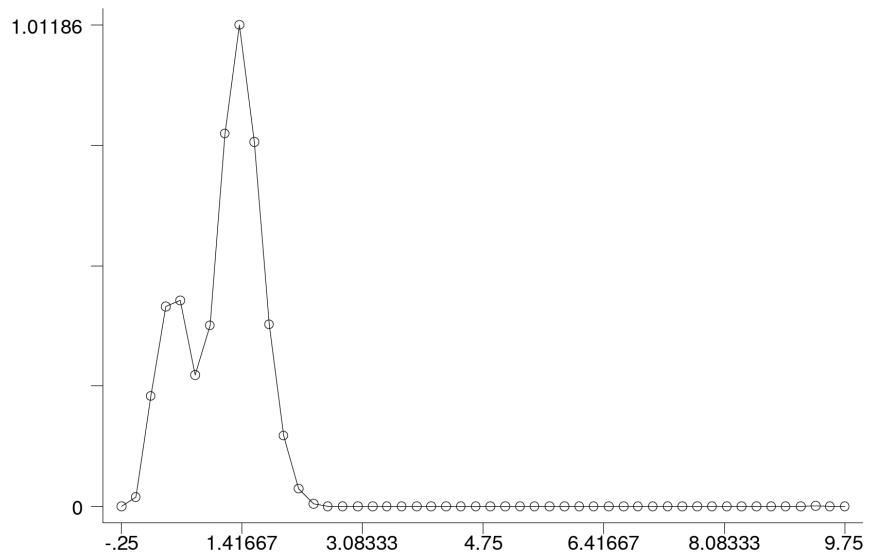


Figure 4 : *Distribution du gain net d'activité par structure de ménage*

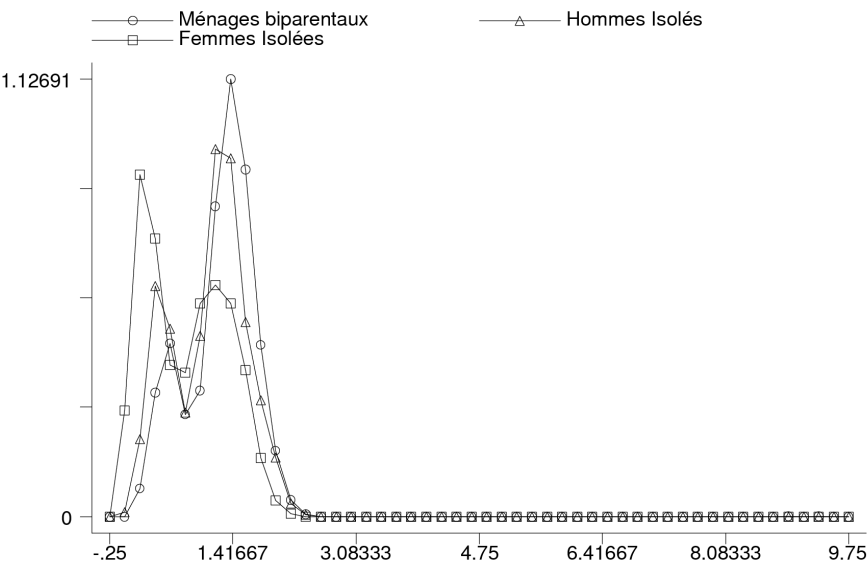


Figure 5 : *Distribution du gain net d'activité par nombre d'enfants*

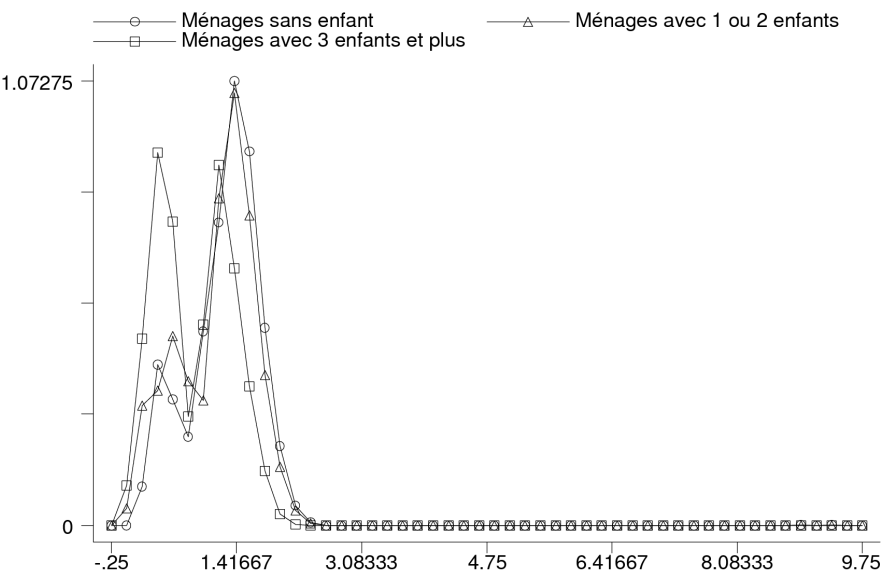


Figure 6 : *Distribution du gain net d'activité par éligibilité au RMI ou à l'API en 1996*

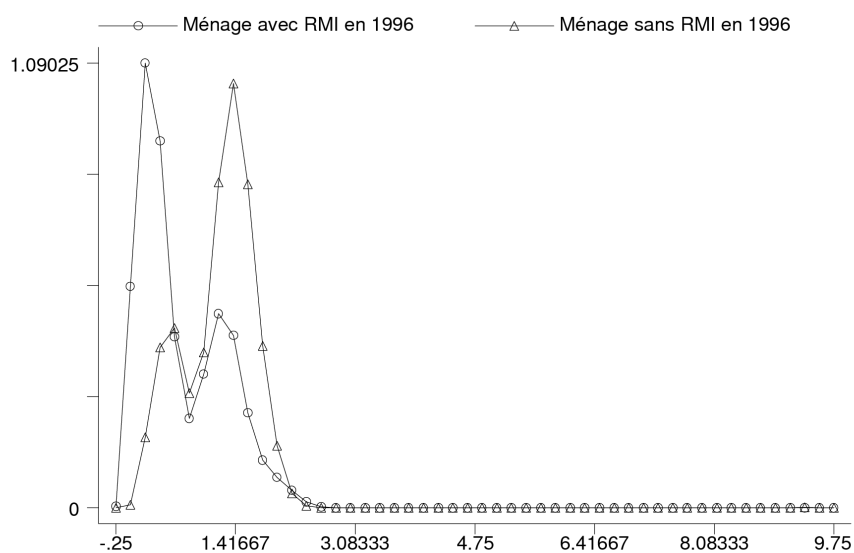


Figure 7 : *Distribution du gain net d'activité par actif/inactif en 1997*

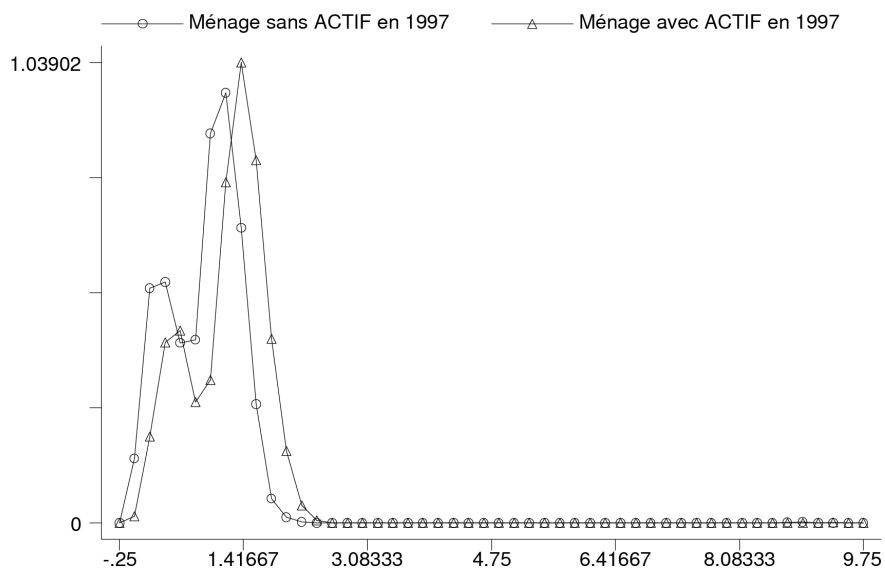
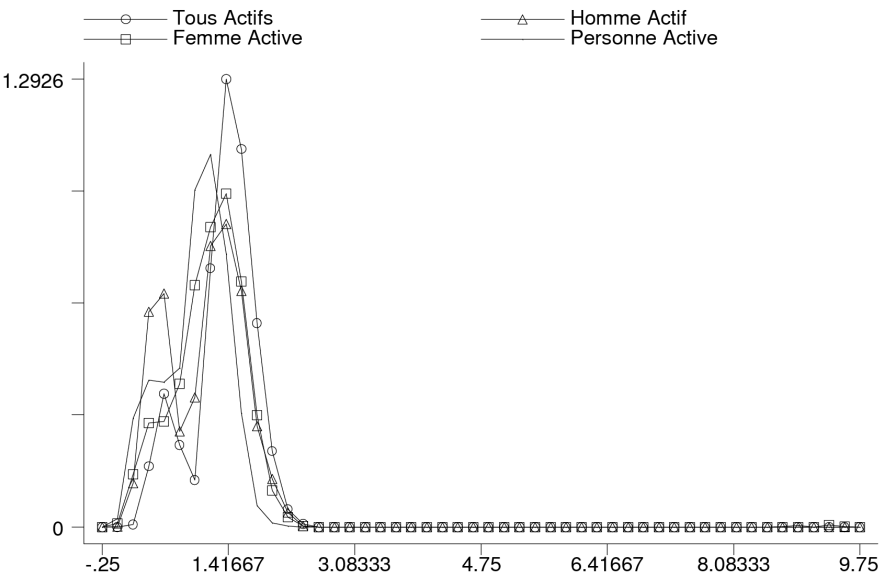


Figure 8 : *Distribution du gain net d'activité par actif/inactif
en 1997, ménages bi-parentaux*



Tableaux

Tableau 1 : *Résultats de la régression sur le log du salaire mensuel*
(Linéaire avec sélection)

(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
Log (heures)	0,689 *** (0,043)	0,866 *** (0,018)
CAP ou BEP Seul	0,091 *** (0,013)	0,065 *** (0,016)
Baccalauréat général seul	0,363 *** (0,028)	0,297 *** (0,020)
1 ^{er} cycle universitaire	0,457 *** (0,035)	0,516 *** (0,027)
Grande école, diplôme d'ingénieur	0,840 *** (0,025)	0,864 *** (0,058)
Âge	-1,411 (1,399)	0,383 (1,144)
Âge ²	0,734 (0,546)	-0,073 (0,454)
Âge ³	-0,140 (0,092)	0,005 (0,078)
Âge ⁴	9,26E-03 (5,72E-03)	-7,37E-05 (4,88E-03)
Ancienneté	1,45E-02 *** (1,55E-03)	2,13E-02 *** (1,69E-03)
Ancienneté ²	-1,36E-04 *** (4,75E-05)	-1,51E-04 *** (5,07E-05)
Constante	6,651 *** (1,329)	4,620 *** (1,053)
Coefficient de corrélation entre les résidus (ρ)	-0,447	-0,248
$P(\rho = 0)$	0,004	0,001
Nombre d'observations	10700	12605
Nombre de travailleurs	7595	7266
Log de vraisemblance	-9,16E+06	-1,10E+07

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Régressions avec correction pour biais de sélection en emploi à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle de salaire comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 15 indicatrices de secteur d'activité. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection. Les résultats du modèle de sélection se trouvent dans l'Annexe 2 Tableau A.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau 2 : *Résultats du modèle d'emploi*
(*Probit avec sélection*)

(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
CAP ou BEP Seul	0,064 (0,040)	0,056 (0,054)
Baccalauréat général seul	0,004 (0,073)	0,183 (0,070)
1 ^{er} cycle universitaire	0,242 (0,116)	0,529 (0,109)
Grande école, diplôme d'ingénieur	-0,060 (0,074)	0,054 (0,141)
Âge	11,873 (3,914)	8,914 (3,678)
Âge ²	-4,417 (1,495)	-3,209 (1,446)
Âge ³	0,700 (0,247)	0,508 (0,246)
Âge ⁴	-4,03E-02 (1,50E-02)	-2,97E-02 (1,53E-02)
Taux de chômage local	-0,959 (0,433)	-1,782 (0,443)
Constante	-10,380 (3,741)	-8,045 (3,421)
Coefficient de corrélation entre les résidus (ρ)	-1,000	-0,617
$P(\rho = 0)$	0,226	0,001
Nombre d'observations	10700	12605
Nombre d'individus actifs	10136	9504
Log de vraisemblance	-7176,500	-11030,700

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Probits avec correction pour biais de sélection, séparés pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalés ERF96. Le modèle d'emploi comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 20 indicatrices de région de résidence. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection. Les résultats du modèle d'activité se trouvent dans l'annexe 2 Tableau B.

* = significative à 10%, ** = significative à 5% *** = significative à 1%.

Tableau 3 : *Résultats sur le log du salaire mensuel*
Ancienneté < 1 an, Linéaire avec sélection

(Écarts-types entre parenthèses)				
Variable	Hommes		Femmes	
Log (heures)	0,975	***	0,919	***
	(0,093)		(0,050)	
CAP ou BEP Seul	0,090	**	-0,028	
	(0,039)		(0,059)	
Baccalauréat général seul	0,308	***	0,220	***
	(0,119)		(0,072)	
1 ^{er} cycle universitaire	0,348	*	0,407	***
	(0,184)		(0,107)	
Grande école, diplôme d'ingénieur	0,737	***	0,913	***
	(0,084)		(0,180)	
Âge	-7,135	*	1,263	
	(3,749)		(4,087)	
Âge ²	3,211	**	-0,397	
	(1,525)		(1,714)	
Âge ³	-0,596	**	0,060	
	(0,267)		(0,310)	
Âge ⁴	3,94 E-02	**	-3,50E-03	
	(1,71E-02)		(2,05E-02)	
Constante	10,311	***	3,596	
	(3,344)		(3,539)	
Coefficient de corrélation entre les résidus (ρ)	-0,285		-0,237	
$P(\rho = 0)$	0,087		0,031	
Nombre d'observations	3820		6172	
Nombre d'individus actifs	715		833	
Log de vraisemblance	-2,15E+06		-2,85E+06	

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Régressions avec correction pour biais de sélection en emploi à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars de 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle de salaire comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 15 indicatrices de secteur d'activité. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales qui ne sont pas employés depuis un an ou plus (chômeurs, inactifs et récemment recrutés, seulement). Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection. Les résultats du modèle d'emploi se trouvent dans l'Annexe 2, tableau D.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau 4 : Le gain net d'activité selon le nombre d'enfants

Type de ménage	Nombre de ménages	Moyenne	Écart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3 769	0,908	0,535	0,995	2,380	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 530	1,083	0,487	1,186	2,380	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	2 239	0,788	0,533	0,788	2,114	0,030	100,00 %
Deux parents présents	10 832	1,236	0,473	1,325	9,414	0,074	100,00 %
Tous les ménages	14 601	1,151	0,510	1,260	9,414	0,030	100,00 %
Ménages sans enfant							
Un parent présent	2 665	1,080	0,481	1,178	2,380	0,122	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 406	1,109	0,483	1,209	2,380	0,130	100,00 %
Femme chef du ménage	1 259	1,047	0,477	1,128	2,114	0,122	100,00 %
Deux parents présents	3 414	1,376	0,465	1,436	9,414	0,129	100,00 %
Tous les ménages	6 079	1,246	0,494	1,336	9,414	0,122	100,00 %
Ménages avec 1 ou 2 enfants							
Un parent présent	986	0,521	0,424	0,354	1,795	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	117	0,809	0,435	0,882	1,656	0,112	100,00 %
Femme chef du ménage	869	0,482	0,408	0,308	1,795	0,030	100,00 %
Deux parents présents	5 874	1,242	0,435	1,323	2,451	0,081	100,00 %
Tous les ménages	6 860	1,139	0,502	1,261	2,451	0,030	100,00 %
Ménages avec 3 enfants et plus							
Un parent présent	118	0,264	0,270	0,133	1,485	0,032	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	7	0,523	0,352	0,578	1,011	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	111	0,248	0,258	0,122	1,485	0,032	100,00 %
Deux parents présents	1 544	0,901	0,462	1,004	2,164	0,074	100,00 %
Tous les ménages	1 662	0,856	0,480	0,905	2,164	0,032	100,00 %

Source : Calcul des auteurs sur la base de la Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 1 et la probabilité espérée d'emploi, conditionnelle à l'activité (tableau 2). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément familial, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de $\text{Log}[E(\text{Revenus de transfert})]$ de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API si éligible (revenus d'activité espérés inférieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traitement fiscal différencié des transferts divers et des revenus de travail.

Tableau 5 : *Le gain net d'activité selon la perception du RMI/API*

Type de ménage	Nombre de ménages	Moyenne	Écart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3 769	0,908	0,535	0,995	2,380	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 530	1,083	0,487	1,186	2,380	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	2 239	0,788	0,533	0,788	2,114	0,030	100,00 %
Deux parents présents	10 832	1,236	0,473	1,325	9,414	0,074	100,00 %
Tous les ménages	14 601	1,151	0,510	1,260	9,414	0,030	100,00 %
Ménages sans RMI/API en 1996							
Un parent présent	3 363	0,964	0,516	1,053	2,380	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 407	1,116	0,474	1,204	2,380	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	1 956	0,856	0,518	0,907	2,114	0,030	100,00 %
Deux parents présents	10 570	1,242	0,468	1,329	9,414	0,074	100,00 %
Tous les ménages	13 933	1,175	0,495	1,277	9,414	0,030	100,00 %
Ménages avec RMI/API en 1996							
Un parent présent	406	0,441	0,450	0,248	2,079	0,039	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	123	0,716	0,478	0,461	2,079	0,112	100,00 %
Femme chef du ménage	283	0,322	0,380	0,133	1,888	0,039	100,00 %
Deux parents présents	262	0,980	0,577	1,069	2,407	0,081	100,00 %
Tous les ménages	668	0,653	0,568	0,390	2,407	0,039	100,00 %

Source : Calcul des auteurs sur la base de la Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 1 et la probabilité espérée d'emploi, conditionnelle à l'activité (tableau 2). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément familial, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de $\text{Log}[E(\text{Revenus de transfert})]$ de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API si éligible (revenus d'activité espérés inférieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traitement fiscal différencié des transferts divers et des revenus de travail.

Tableau 6 : *Le gain net d'activité selon l'activité observée des parents*

Type de ménage	Nombre de ménages	Moyenne	Écart Type	Médiane	Maximum	Minimum	Pct Positif
Tous les ménages							
Un parent présent	3 769	0,908	0,535	0,995	2,380	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 530	1,083	0,487	1,186	2,380	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	2 239	0,788	0,533	0,788	2,114	0,030	100,00 %
Deux parents présents	10 832	1,236	0,473	1,325	9,414	0,074	100,00 %
Tous les ménages	14 601	1,151	0,510	1,260	9,414	0,030	100,00 %
Aucun des parents actif							
Un parent présent	396	0,660	0,474	0,507	1,910	0,043	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	131	0,850	0,456	1,024	1,910	0,154	100,00 %
Femme chef du ménage	265	0,566	0,456	0,373	1,606	0,043	100,00 %
Deux parents présents	897	0,985	0,481	1,043	8,893	0,079	100,00 %
Tous les ménages	1 293	0,885	0,502	0,998	8,893	0,043	100,00 %
Un parent actif (couples seulement)							
Père actif	2 411	1,089	0,490	1,186	2,427	0,074	100,00 %
Mère active	1 198	1,172	0,548	1,209	9,414	0,079	100,00 %
Tous les ménages	3 609	1,117	0,512	1,192	9,414	0,074	100,00 %
Tous les parents actifs							
Un parent présent	3 373	0,937	0,534	1,029	2,380	0,030	100,00 %
dont : Homme chef du ménage	1 399	1,105	0,484	1,207	2,380	0,110	100,00 %
Femme chef du ménage	1974	0,818	0,536	0,823	2,114	0,030	100,00 %
Deux parents présents	6 326	1,339	0,415	1,405	2,494	0,204	100,00 %
Tous les ménages	9 699	1,199	0,498	1,317	2,494	0,030	100,00 %

Source : Calcul des auteurs sur la base de la Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Le calcul utilise les revenus de travail espérés disponibles non conditionnels (sur l'emploi) pour les parents d'un ménage sur la base des résultats du tableau 1 et la probabilité espérée d'emploi, conditionnelle à l'activité (tableau 2). Les revenus de transferts disponibles comprennent l'Allocation familiale, le Revenu minimum d'insertion, l'Allocation de parent isolé, les Allocations logement, le Complément familial, l'Allocation de rentrée scolaire et l'Allocation pour jeune enfant. Les ménages sans aucun droit aux transferts sociaux ont une valeur de $Log[E(\text{Revenus de transfert})]$ de 0. Les revenus d'activité sont calculés avec la possibilité de bénéficier du RMI ou de l'API si éligible (revenus d'activité espérés inférieurs au seuil de revenu minimum). Les chiffres prennent en compte le traitement fiscal différencié des transferts divers et des revenus de travail.

Tableau 7 : Élasticités du modèle Probit de l'activité conditionnelle au gain net d'activité (GNA)

(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Structure du ménage	Tous les ménages		Monoparental Homme		Monoparental Femme		Biparental	
	Réponse modélisée	Tous actifs		Actif		Actif		Tous actifs	Père actif / Mère active
Spécification linéaire									
GNA		3,280E-02 (7,006E-03)	***	1,007E-01 (1,712E-02)	***	1,286E-01 (1,231E-02)	***	4,356E-01 (2,543E-01)	* -2,739E-02 (3,131E-01) 1,951E-01 (1,483 E+00)
Spécification non linéaire									
GNA		-3,827E-03 (3,046E-03)		4,165E-02 (3,358E-02)		1,430E-02 (1,755E-02)		-9,930E-02 (2,249E-02)	*** -1,527E-02 (1,787E-01) 2,374E-02 (2,043E-01)
GNA ²		-7,837E-03 (1,475E-02)		-5,278E-03 (3,198E-02)		0,000E+00 (0,000E+00)		9,480E-02 (2,234E-01)	-7,276E-03 (1,251E-01) 1,629E-02 (9,288E-01)

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Élasticités calculées à partir des effets marginaux dérivés des estimations Probit, des moyennes des variables sur la population concernée par l'estimation et de la probabilité d'activité observée sur la population concernée. Élasticités séparées pour hommes et pour femmes. Les effets marginaux sont $dP(\text{réponse} = 1)/dx$ sauf pour les variables indicatrices, où l'effet marginal correspond à la variation de probabilité lorsque la variable sousjacente passe de 0 à 1. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. Voir les tableaux C et D en annexe 2 pour détails.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau 8 : *Comparaison des résultats selon des hypothèses alternatives – Modèle linéaire, élasticités*
(Écart-types entre parenthèses)

Configuration familiale	Spécification							
	Modèle de salaire : Tableau 1 (tous les individus)				Sans risque de chômage			
	Sans assurance chômage		Remplacement : 72%		RMI/API : Oui		RMI/API : Non	
Numéro de spécification	1	2	3	4	5	6		
<i>Tous les ménages</i>								
Tous actifs	3,297E-02 (7,306E-03)	3,297E-02 (7,306E-03)	3,283E-02 (7,008E-03)	3,280E-02 (7,006E-03)	3,268E-02 (6,376E-03)	3,268E-02 (6,376E-03)	***	***
<i>Monoparental</i>								
Homme chef de ménage	1,016E-01 (1,820E-02)	1,016E-01 (1,820E-02)	1,007E-01 (1,712E-02)	1,007E-01 (1,712E-02)	9,702E-02 (1,474E-02)	9,702E-02 (1,474E-02)	***	***
Femme chef de ménage	1,304E-01 (1,306E-02)	1,304E-01 (1,306E-02)	1,287E-01 (1,231E-02)	1,286E-01 (1,231E-02)	1,243E-02 (1,108E-02)	1,243E-02 (1,108E-02)	***	***
<i>Couple</i>								
Tous actifs	4,383E-01 (2,619E-01)	4,383E-01 (2,619E-01)	4,356E-01 (2,543E-01)	4,356E-01 (2,543E-01)	4,250E-01 (2,317E-01)	4,250E-01 (2,317E-01)	*	*
Père actif	-3,296E-02 (3,803E-01)	-3,296E-02 (3,803E-01)	-2,740E-02 (3,131E-01)	-2,739E-02 (3,131E-01)	-1,548E-02 (1,712E-01)	-1,548E-02 (1,712E-01)		
Mère active	1,914E-01 (1,512E+00)	1,914E-01 (1,512E+00)	1,949E-01 (1,481E+00)	1,951E-01 (1,483E+00)	1,960E-01 (1,327E+00)	1,960E-01 (1,327E+00)		

Tableau 8 suite									
Pourcentage écart > 0	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %
Configuration familiale	Spécification								
	Modèle de salaire : Tableau 3 (ancienneté < 1 an)			Remplacement : 72%			Sans risque de chômage		
	RMI/API : Oui	RMI/API : Non	RMI/API : Non	RMI/API : Oui	RMI/API : Non	RMI/API : Non	RMI/API : Oui	RMI/API : Non	RMI/API : Non
Numéro de spécification	7	8	9	10	11	12			
Tous les ménages									
Tous actifs	5,096E-03 (6,414E-03)	7,385E-03 (6,730E-03)	5,822E-03 (6,178E-03)	7,628E-03 (6,387E-03)	6,268E-03 (5,467E-03)	8,292E-03 (5,730E-03)			
Monoparental									
Homme chef de ménage	8,999E-02 (2,853E-02)	8,999E-02 (2,853E-02)	8,880E-02 (2,699E-02)	8,880E-02 (2,699E-02)	8,374E-02 (2,342E-02)	8,374E-02 (2,342E-02)	***	***	***
Femme chef de ménage	5,599E-02 (1,023E-02)	6,438E-02 (1,042E-02)	5,380E-02 (9,500E-03)	6,291E-02 (9,622E-03)	5,260E-02 (8,684E-03)	5,968E-02 (8,837E-03)	***	***	***
Couple									
Tous actifs	2,347E-01 (1,986E-01)	2,354E-01 (1,998E-01)	2,331E-01 (1,912E-01)	2,343E-01 (1,931E-01)	2,260E-01 (1,710E-01)	2,285E-01 (1,726E-01)			
Père actif	-5,527E-02 (5,830E-01)	-5,525E-02 (5,847E-01)	-5,096E-02 (5,254E-01)	-5,092E-02 (5,280E-01)	-3,867E-02 (3,759E-01)	-3,903E-02 (3,806E-01)			
Mère active	9,999E-02 (6,336E-01)	1,298E-01 (6,954E-01)	1,020E-01 (5,837E-01)	1,306E-01 (6,384E-01)	9,552E-02 (4,891E-01)	1,200E-01 (5,059E-01)			
Pourcentage écart > 0	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %	100,00 %			

Annexe 1

Bases de données utilisées

Les données utilisées dans ce papier proviennent de deux sources, l'Enquête sur les Revenus Fiscaux de 1996 (ERF96) et l'Enquête Emploi de 1997 (INSEE) appariées au niveau individuel, ce qui permet l'utilisation de toutes leurs variables respectives. La première contient des informations provenant des déclarations fiscales sur les revenus imposables de l'année 1996 et la seconde comporte des informations sur le statut d'emploi et les caractéristiques sociodémographiques des membres des ménages observés. Les données de l'ERF96 contiennent également des informations imputées sur la perception des transferts sociaux, telles que les allocations familiales, l'allocation logement et le Revenu minimum d'insertion (RMI) (cf. INSEE 1999). Après avoir éliminé tous les ménages de l'ERF96 pour lesquels on ne trouve pas d'informations correspondantes dans l'EE97, nous avons procédé à une sélection plus fine de l'échantillon. D'abord, ne sont considérés que les individus âgés entre 16 et 59 ans. Cela permet d'exclure les personnes qui ne travaillent pas parce qu'elles sont trop jeunes (en dessous de 16 ans) ou parce qu'elles sont à la retraite (au dessus de 59 ans). Nous éliminons également les individus qui se déclarent toujours en cours d'études initiales car leur comportement sur le marché du travail risque d'être différent de ceux qui ont terminé leur scolarité¹⁸. Un individu est considéré comme travaillant lorsqu'il fournit son salaire mensuel dans l'EE96 et qu'il se déclare employé actif. Les travailleurs indépendants qui se versent un salaire sont donc considérés comme employés et participent à l'estimation de l'équation (1). Cette double condition est appliquée pour éliminer le risque que les individus déclarent les transferts sociaux perçus comme des revenus, pour ne pas affecter (incorrectement) un salaire nul aux travailleurs indépendants qui ne se versent pas de salaire et pour pouvoir s'assurer d'avoir des informations nécessaires en vue de procéder aux étapes ultérieures. Avec ce critère, 64,02 % de l'échantillon d'individus est classé « travaillant ». La partie du critère correspondant aux revenus déclarés semble peser plus lourdement, car 73,89 % des individus se déclarent employés actifs, or le salaire mensuel n'est disponible que pour seulement 64,48 % des individus.

Les statistiques descriptives pour nos données individuelles se trouvent en tableau G de cette annexe et ces statistiques agrégées au niveau du ménage figurent en tableau H (cf. *infra*).

18. Bien évidemment, la décision de sortir du système scolaire est endogène et elle est vraisemblablement affectée par les mêmes variables qui nous intéressent ici. Cela pourrait induire un biais de sélection dans les estimations. Toutefois, les analyses de la durée des études initiales s'appuient sur des modèles dynamiques très complexes et la prise en compte de ce phénomène est au-delà de l'objectif de cet article.

Annexe 2. Compléments des résultats de modèles estimés

Tableau A : Résultats du modèle de sélection,
Log du salaire mensuel
(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
CAP ou BEP Seul	0,115 (0,023) ***	0,287 (0,028) ***
Baccalauréat général seul	0,077 (0,044) *	0,384 (0,035) ***
1 ^{er} cycle universitaire	0,251 (0,064) ***	0,710 (0,046) ***
Grande école, diplôme d'ingénieur	0,170 (0,044) ***	0,543 (0,070) ***
Âge	22,000 (2,311) ***	5,349 (1,981) ***
Âge ²	-8,795 (0,894) ***	-1,842 (0,783) **
Âge ³	1,517 (0,150) ***	0,307 (0,134) **
Âge ⁴	-0,096 (0,009) ***	-0,021 (0,008) **
Taux de chômage local	-0,860 (0,251) ***	-1,147 (0,268) ***
Célibataire	-0,251 (0,028) ***	0,214 (0,021) ***
1 enfant	0,086 (0,023) ***	-0,133 (0,021) ***
2 enfants	0,091 (0,026) ***	-0,264 (0,027) ***
3 enfants	0,048 (0,043) ***	-0,546 (0,051) ***
Allocations familiales reçues en 1996 (ERF96)	-7,89E-07 (1,58E-06) ***	-1,09E-05 (2,15E-06) ***
Pensions alimentaires versées en 1996 (ERF96)	4,22E-06 (1,35E-06) ***	2,99E-06 (1,04E-06) ***
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	-3,54E-07 (4,54E-07) ***	-3,15E-07 (4,60E-07) ***
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	-3,19E-06 (5,56E-07) ***	-2,82E-06 (4,67E-07) ***
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	-9,47E-06 (2,06E-06) ***	-1,16E-07 (4,28E-07) ***
Constante	-18,896 (2,186) ***	-5,524 (1,829) ***

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Équations de sélection du modèle de log du salaire avec correction pour biais de sélection à la Heckman, séparées pour Hommes et pour Femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle d'emploi comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et des indicatrices pour 1, 2, ..., 10 enfants et plus. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau B : Résultats du modèle d'activité
(Probit avec sélection)

(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes	Femmes
CAP ou BEP Seul	0,226 *** (0,065)	0,313 *** (0,042)
Baccalauréat général seul	0,236 * (0,135)	0,394 *** (0,058)
1 ^{er} cycle universitaire	0,208 (0,171)	0,599 *** (0,088)
Grande école, diplôme d'ingénieur	0,689 *** (0,177)	0,824 *** (0,160)
Âge	23,328 (6,498)	-2,377 (3,264)
Âge ²	-9,009 *** (2,472)	1,296 (1,278)
Âge ³	1,522 *** (0,406)	-0,233 (0,216)
Âge ⁴	-0,096 *** (0,024)	0,012 (0,013)
Célibataire	-0,335 *** (0,061)	0,483 *** (0,042)
1 enfant	0,262 *** (0,065)	-0,207 *** (0,038)
2 enfants	0,371 *** (0,090)	-0,464 *** (0,045)
3 enfants	0,160 (0,141)	-0,818 *** (0,072)
Allocations familiales reçues en 1996 (ERF96)	6,150E-06 (5,511E-06)	-1,189E-05 (2,779E-06)
Pensions alimentaires versées en 1996 (ERF96)	7,230E-06 ** (3,396E-06)	2,141E-06 (1,778E-06)
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	2,666E-07 (6,171E-07)	-4,600E-07 (3,807E-07)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	5,052E-07 (1,555E-06)	-1,893E-06 (6,089E-07)
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	1,463E-06 (3,222E-06)	-5,472E-08 (3,885E-07)
Constante	-20,146 *** (6,209)	1,669 (3,038)

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Équations de sélection du modèle probits avec correction pour biais de sélection, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars de 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle d'activité comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants et plus. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau C : *Résultats de la régression sur le log du nombre d'heures travaillées, linéaire avec sélection*

(Écarts-types entre parenthèses)			
Variable	Hommes	Femmes	
CAP ou BEP Seul	0,012 (0,007)	-0,044 (0,019)	**
Baccalauréat général seul	0,031 (0,018)	-0,068 (0,022)	***
1 ^{er} cycle universitaire	-0,058 (0,033)	-0,201 (0,030)	***
Grande école, diplôme d'ingénieur	0,110 (0,019)	-0,048 (0,042)	
Âge	-1,507 (0,894)	-1,480 (1,395)	*
Âge ²	0,568 (0,348)	0,638 (0,547)	
Âge ³	-0,092 (0,059)	-0,125 (0,093)	
Âge ⁴	5,43E-03 (3,65E-03)	9,05E-03 (5,78E-03)	
Ancienneté	1,67E-03 (6,76E-04)	5,31E-03 (1,20E-03)	**
Ancienneté ²	-4,13E-05 (1,76E-05)	-1,00E-04 (3,50E-05)	***
Constante	5,156 (0,837)	5,174 (1,301)	***
Coefficient de corrélation entre les résidus (ρ)	-0,830	-0,969	
$P(\rho = 0)$	0,000	0,000	
Nombre d'observations	10 700	12 605	
Nombre de travailleurs	7 595	7 266	
Log de vraisemblance	-4,93E+06	-1,03E+07	

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Régressions avec correction pour biais de sélection en emploi à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle de salaire comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et 15 indicatrices de secteur d'activité. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection. Les résultats du modèle de sélection se trouvent dans l'annexe 2 Tableau A.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau D : Résultats du modèle d'emploi ($anc < 1$)

(Écarts-types entre parenthèses)			
Variable	Hommes		Femmes
Taux de chômage local	-1,654 (0,734)	**	-1,085 (0,694)
Célibataire	-0,205 (0,070)	***	0,215 (0,054)
Allocations familiales reçues en 1996 (ERF96)	8,98E-06 (4,92E-06)	*	-3,40E-07 (4,77E-06)
Pensions alimentaires versées en 1996 (ERF96)	-9,16E-06 (4,02E-06)	**	- 7,82E-07 (3,39E-06)
Plus values du ménage en 1996 (ERF96)	-4,18E-06 (1,87E-06)	**	3,04E-07 (6,99E-07)
Revenus fonciers du ménage en 1996 (ERF96)	-2,07E-06 (1,20E-06)	*	- 1,71E-06 (6,47E-07)
Revenus des valeurs mobilières en 1996 (ERF96)	-2,55E-05 (7,91E-06)	***	-4,38E-06 (2,80E-06)
Âge	18,570 (5,597)	***	12,794 (4,566)
Âge ²	-7,980 (2,249)	***	-5,626 (1,901)
Âge ³	1,431 (0,390)	***	1,048 (0,341)
Âge ⁴	-0,093 (0,025)	***	-0,072 (0,022)
1 enfant	-0,061 (0,069)		-0,190 (0,054)
2 enfants	-0,122 (0,080)		-0,327 (0,068)
3 enfants	-0,268 (0,136)	**	-0,441 (0,112)

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Équations de sélection du modèle de log du salaire avec correction pour biais de sélection à la Heckman, séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Le modèle d'emploi comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme et des indicatrices pour 1, 2, ..., 10 enfants et plus, ainsi que l'interaction de toutes les variables avec une indicatrice indiquant ancienneté supérieur ou égal à 1 an. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau E : *Résultats du modèle Probit d'activité conditionnelle au gain net d'activité (GNA), spécification linéaire*
(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Tous les ménages		Monoparental Homme		Monoparental Femme		Deux parents présents, par parent actif	
	Tous actifs		Tous actifs		Tous actifs		Père actif	Mère active
GNA	0,683 *** (0,133)		1,178 *** (0,152)		1,229 *** (0,122)		0,598 *** (0,176)	0,549 *** (0,096)
Homme – CAP ou BEP seul	0,122 (0,092)		0,461 *** (0,174)				-0,016 (0,049)	-0,232 ** (0,102)
Homme – Baccalauréat général seul	-0,360 ** (0,151)		-0,479 * (0,274)				0,315 *** (0,097)	-1,075 *** (0,317)
Homme – 1 ^{er} cycle universitaire	-0,158 (0,238)		-0,292 (0,366)				0,211 (0,148)	-0,527 ** (0,243)
Homme – Grande école, diplôme d'ingénieur	0,538 ** (0,247)		0,000 (0,000)				0,906 *** (0,104)	-1,021 *** (0,250)
Homme – Âge	2,739 *** (0,913)		17,355 (14,134)				6,798 *** (5,170)	-3,717 *** (1,084)
Homme – Âge ²	-1,260 ** (0,638)		-6,898 (5,417)				-3,107 *** (1,981)	1,653 ** (0,761)
Femme – CAP ou BEP seul	0,163 ** (0,071)				0,325 ** (0,133)		-0,222 *** (0,054)	0,088 (0,083)
Femme – Baccalauréat général seul	-0,010 (0,103)				-0,043 (0,156)		-0,363 *** (0,079)	-0,246 ** (0,117)
Femme – 1 ^{er} cycle universitaire	0,202 (0,154)				0,285 (0,349)		-0,434 *** (0,123)	0,034 (0,162)
Femme – Grande école, diplôme d'ingénieur	0,192 (0,307)				-0,606 (0,561)		-0,877 *** (0,236)	0,327 (0,221)
Femme – Âge	0,855 * (0,498)				8,334 (9,619)		-1,093 ** (0,465)	6,752 (7,094)
Femme – Âge ²	-0,203 (0,358)				-2,944 (3,749)		0,087 (0,338)	-2,792 (2,716)
1 enfant	0,072 (0,060)		0,465 * (0,256)		0,343 *** (0,113)		0,286 *** (0,051)	-0,119 * (0,064)
2 enfants	-0,152 * (0,078)		0,458 (0,417)		0,505 *** (0,159)		0,498 *** (0,059)	-0,342 *** (0,091)
3 enfants	-0,325 ** (0,130)		0,000 (0,000)		0,221 (0,285)		0,841 *** (0,089)	-0,293 * (0,159)
Allocations familiales (MF) en 1996 (ERF96)	-6,435 (4,550)		36,886 (30,162)		-24,065 *** (9,153)		5,655 * (3,238)	-0,180 (6,561)
Pensions alimentaires (MF) en 1996 (ERF96)	-2,812 (2,361)		16,336 * (9,029)		0,276 (10,860)		-1,193 (2,289)	-1,353 (2,392)
Plus values du ménage (MF) en 1996 (ERF96)	0,184 (0,412)		2,006 (1,330)		5,785 *** (1,997)		1,118 * (0,671)	-0,391 (1,449)
Revenus fonciers du ménage (MF) en 1996 (ERF96)	-1,090 (0,917)		-8,056 (5,860)		3,388 (3,591)		2,181 *** (0,651)	-1,518 (0,929)
Revenus des valeurs mobilières (MF) en 1996 (ERF96)	-0,556 (0,511)		3,735 (7,649)		-13,566 ** (5,641)		0,666 (0,462)	-5,746 ** (2,586)
Constante	-0,626 *** (0,107)		-14,132 (13,430)		-7,978 (8,948)		-13,492 *** (4,925)	-5,352 (6,752)
Log-vraisemblance	-2811,250		-305,376		-603,995		-4291,010	-1745,170
Nombre d'observations	14536		1417		2238		10832	10734

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Estimations Probit séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. La variable GNA correspond à $\text{Log}[E(\text{Revenus d'activité})] - \text{Log}[E(\text{Revenus de transfert})]$. Le modèle comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme, des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants, Âge, Âge², Âge³ et Âge⁴. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau F : Résultats du modèle Probit d'activité conditionnelle
au gain net d'activité (GNA), spécification non-linéaire
(Écarts-types entre parenthèses)

Variable	Tous les ménages		Monoparental Homme		Monoparental Femme		Deux parents présents, par parent actif		
	Tous actifs		Tous actifs		Tous actifs		Tous actifs	Père actif	Mère active
GNA	0,802 (0,101)	***	0,279 (0,616)		0,965 (0,341)	***	1,092 (0,069)	0,232 (0,189)	0,371 (0,216)
GNA ²	-0,073 (0,046)		0,456 (0,314)		0,131 (0,178)		-0,122 (0,013)	-0,438 (0,088)	0,071 (0,085)
Homme – CAP ou BEP Seul	0,129 (0,091)		0,475 (0,174)	***			0,034 (0,049)	-0,027 (0,049)	-0,231 (0,102)
Homme – Baccalauréat général seul	-0,314 (0,154)	**	-0,530 (0,274)	*			-0,250 (0,095)	0,337 (0,098)	-1,093 (0,320)
Homme – 1 ^{er} cycle universitaire	-0,119 (0,154)		-0,364 (0,274)				-0,175 (0,095)	0,220 (0,098)	-0,530 (0,320)
Homme – Grande école, diplôme d'ingénieur	0,572 (0,242)	**	0,000 (0,000)				-0,772 (0,105)	1,083 (0,115)	-1,064 (0,263)
Homme – Âge	3,059 (0,808)	***	18,980 (14,377)				7,169 (0,563)	15,349 (5,145)	-3,718 (1,078)
Homme – Âge ²	-1,478 (0,574)	***	-7,478 (5,509)				-3,371 (0,377)	-6,080 (1,974)	1,655 (0,757)
Femme – CAP ou BEP Seul	0,164 (0,071)	**			0,329 (0,133)	**	0,207 (0,053)	-0,233 (0,054)	0,092 (0,084)
Femme – Baccalauréat général seul	-0,008 (0,095)				-0,033 (0,157)		0,405 (0,078)	-0,377 (0,079)	-0,236 (0,118)
Femme – 1 ^{er} cycle universitaire	0,230 (0,143)				0,321 (0,348)		0,414 (0,119)	-0,443 (0,123)	0,057 (0,163)
Femme – Grande école, diplôme d'ingénieur	0,195 (0,289)				-0,668 (0,578)		0,842 (0,234)	-0,854 (0,252)	0,319 (0,226)
Femme – Âge	0,846 (0,502)	*			9,195 (9,628)		2,851 (0,492)	-0,927 (0,463)	8,517 (5,442)
Femme – Âge ²	-0,199 (0,361)				-3,275 (3,753)		-0,621 (0,345)	-0,024 (0,337)	-3,448 (2,091)

Variable	Tableau F suite						
	Tous les ménages	Monoparental	Monoparental		Deux parents présents, par parent actif		
	Tous actifs	Homme	Femme	Tous actifs	Père actif	Mère active	
1 enfant	0,084 (0,057)	0,476 (0,252)	0,353 (0,115)	*** (0,050)	0,284 (0,051)	*** (0,064)	
2 enfants	-0,138 (0,074)	* (0,419)	0,510 (0,161)	*** (0,058)	0,494 (0,060)	*** (0,092)	
3 enfants	-0,309 (0,128)	** (0,000)	0,229 (0,287)	*** (0,089)	0,829 (0,089)	* (0,160)	
Allocations familiales (MF) en 1996 (ERF96)	-6,280 (4,594)	36,139 (30,446)	-24,218 (9,110)	*** (3,450)	5,988 (3,228)	* (6,587)	
Pensions alimentaires (MF) en 1996 (ERF96)	-3,021 (2,302)	16,221 (9,278)	-0,344 (10,917)	*** (2,162)	1,419 (2,310)	-1,383 (2,400)	
Plus values du ménage (MF) en 1996 (ERF96)	0,171 (0,412)	1,609 (1,329)	5,833 (1,997)	*** (0,687)	1,174 (0,675)	* (1,454)	
Revenus fonciers du ménage (MF) en 1996 (ERF96)	-1,099 (0,902)	-8,181 (5,909)	3,251 (3,614)	-1,302 (0,636)	2,268 (0,666)	*** (0,931)	
Revenus des valeurs mobilières (MF) en 1996 (ERF96)	-0,533 (0,514)	2,813 (7,767)	-13,624 (5,584)	** (0,453)	-0,287 (0,498)	*** (2,583)	
Constante	-0,704 (0,092)	*** (13,644)	-8,797 (8,956)	*** (0,333)	-12,913 (4,898)	*** (5,113)	
Log-vraisemblance	-2813,540	-303,677	-602,147	-4242,830	-4189,080	-1744,630	
Nombre d'observations	14536	1417	2238	10832	10832	10734	

Source : Fusion Enquête Revenus Fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997.

NB : Estimations Probit séparées pour hommes et pour femmes. Les pondérations proviennent de l'Enquête Revenus Fiscaux. Toutes les variables proviennent de l'Enquête Emploi et correspondent au mois de mars 1997, sauf celles qui sont signalées ERF96. Les observations correspondant à des combinaisons uniques des variables, qui ne sont pas identifiées, sont exclues du modèle pertinent. La variable GNA correspond à Log[E(Revenus d'activité)]-Log[E(Revenus de transfert)]. Le modèle comprend 14 indicatrices de niveau de diplôme, des indicatrices pour 1, 2, ..., 9 enfants, Âge, Âge2, Âge3 et Âge4. Ce tableau concerne les individus entre 16 et 59 ans ayant terminé leurs études initiales. Voir l'Annexe 1 pour les critères de sélection.

* = significative à 10%, ** = significative à 5%, *** = significative à 1%.

Tableau G : *Statistiques descriptives au niveau individuel*
(moyennes avec écarts-types entre parenthèses et nombre d'observations entre accolades)

Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques Démographiques</i>			
Nombre de personnes dans le ménage	3,163 (1,408) {27814}	3,362 (1,733) {1153}	3,154 (1,391) {26661}
Nombre d'enfants dans le ménage	1,287 (1,224) {27814}	1,511 (1,348) {1153}	1,277 (1,217) {26661}
Nombre d'enfants de moins de 3 ans dans le ménage (plafonné à 3)	0,100 (0,310) {27814}	0,046 (0,210) {1153}	0,102 (0,313) {26661}
Nombre d'enfants de moins de 6 ans dans le ménage (plafonné à 6)	0,234 (0,521) {27814}	0,112 (0,343) {1153}	0,240 (0,527) {26661}
Vie en couple	0,742 (0,438) {27812}	0,422 (0,494) {1152}	0,757 (0,429) {26660}
Ménage monoparental	0,192 (0,394) {27814}	0,429 (0,495) {1153}	0,181 (0,385) {26661}
Âge moyen	39,581 (10,469) {27814}	38,101 (11,511) {1153}	39,650 (10,414) {26661}
Pourcentage de femmes	0,500 (0,500) {27814}	0,477 (0,500) {1153}	0,501 (0,500) {26661}
Aucun diplôme	0,205 (0,403) {27814}	0,377 (0,485) {1153}	0,197 (0,397) {26661}
Diplôme CAP ou BEP et BEPC	0,101 (0,301) {27814}	0,072 (0,258) {1153}	0,102 (0,303) {26661}
Baccalauréat général seul	0,059 (0,235) {27814}	0,053 (0,224) {1153}	0,059 (0,235) {26661}
Diplôme de 1 ^{er} cycle universitaire	0,020 (0,142) {27814}	0,012 (0,111) {1153}	0,021 (0,143) {26661}
Diplôme de 2 ^e ou de 3 ^e cycle universitaire	0,064 (0,246) {27814}	0,039 (0,194) {1153}	0,066 (0,248) {26661}

Tableau G suite			
Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques relatives au marché du travail</i>			
Pourcentage d'individus qui travaillent	0,634 (0,482) {27814}	0,296 (0,457) {1153}	0,650 (0,477) {26661}
Pourcentage inscrit à l'ANPE	0,147 (0,354) {27814}	0,408 (0,492) {1153}	0,135 (0,342) {26661}
Nombre de chômeurs (sens BIT) dans le ménage (plafonné à 9)	0,230 (0,506) {27814}	0,716 (0,831) {1153}	0,207 (0,474) {26661}
Ancienneté d'inactivité (en mois, plafonné à 99)	43,940 (38,301) {5611}	43,976 (34,807) {463}	43,937 (38,620) {5148}
Ancienneté de chômage (en mois, plafonné à 99)	14,461 (17,340) {2910}	20,450 (19,958) {364}	13,567 (16,736) {2546}
Ancienneté de la recherche d'emploi (en mois, plafonné à 99)	17,453 (18,958) {4193}	23,298 (20,798) {449}	16,717 (18,587) {3744}
Ancienneté avec l'employeur actuel (en années)	10,098 (9,683) {20635}	7,274 (9,669) {499}	10,173 (9,672) {20136}
Salaire mensuel	9250,767 (19931,060) {17935}	10041,670 (51526,350) {350}	9233,843 (18683,710) {17585}
Nombre d'heures habituellement travaillées	38,028 (10,501) {17773}	36,907 (13,602) {377}	38,055 (10,415) {17396}
<i>Ressources du ménage (ERF96)</i>			
Traitements et salaires du ménage (ERF96)	157736,100 (126721,300) {27814}	61866,160 (101498,800) {1153}	162193,200 (126012,500) {26661}
Revenus déclarés par le ménage (ERF96)	190731,600 (149812,900) {27814}	77677,050 (121260,800) {1153}	195987,700 (148937,800) {26661}
Impôt sur le revenu du ménage (ERF96)	12163,280 (31636,280) {27814}	3854,405 (11445,970) {1153}	12549,580 (32217,120) {26661}
Impôt total du ménage (ERF96)	14702,320 (32505,840) {27814}	5374,886 (12387,750) {1153}	15135,970 (33081,630) {26661}
Revenu disponible du ménage (ERF96)	189747,200 (119764,100) {27814}	113297,500 (105832,300) {1153}	193301,500 (119187,400) {26661}

Source : Enquête Revenus fiscaux 1996, Enquête Emploi 1997

Tableau H : *Statistiques descriptives au niveau du ménage*
(moyennes avec écarts-types entre parenthèses et nombre d'observations entre accolades)

Variable	Tout le monde	Ménage a droit au RMI	Ménage n'a pas droit au RMI
<i>Caractéristiques Démographiques</i>			
Nombre de personnes dans le ménage	2,840 (1,399) { 15 546 }	2,700 (1,523) { 649 }	2,846 (1,392) { 14 897 }
Nombre d'enfants dans le ménage	1,084 (1,166) { 15 546 }	1,094 (1,167) { 649 }	1,083 (1,166) { 14 897 }
Nombre d'enfants de moins de 3 ans dans le ménage (plafonné à 3)	0,092 (0,298) { 15 546 }	0,042 (0,202) { 649 }	0,094 (0,301) { 14 897 }
Nombre d'enfants de moins de 6 ans dans le ménage (plafonné à 6)	0,215 (0,501) { 15 546 }	0,119 (0,349) { 649 }	0,219 (0,507) { 14 897 }
Vie en couple	0,655 (0,453) { 15 546 }	0,330 (0,427) { 649 }	0,670 (0,449) { 14 897 }
Ménage monoparental	0,302 (0,459) { 15 546 }	0,579 (0,494) { 649 }	0,289 (0,453) { 14 897 }
Âge moyen	39,946 (9,346) { 15 546 }	38,274 (8,752) { 649 }	40,024 (9,365) { 14 897 }
Pourcentage de femmes	0,511 (0,303) { 15 546 }	0,487 (0,380) { 649 }	0,512 (0,299) { 14 897 }
Aucun diplôme	0,197 (0,343) { 15 546 }	0,354 (0,433) { 649 }	0,190 (0,337) { 14 897 }
Diplôme CAP ou BEP et BEPC	0,100 (0,245) { 15 546 }	0,077 (0,230) { 649 }	0,101 (0,246) { 14 897 }
Baccalauréat général seul	0,061 (0,202) { 15 546 }	0,058 (0,209) { 649 }	0,061 (0,202) { 14 897 }
Diplôme de 1 ^{er} cycle universitaire	0,022 (0,126) { 15 546 }	0,016 (0,116) { 649 }	0,022 (0,127) { 14 897 }
Diplôme de 2 ^e ou de 3 ^e cycle universitaire	0,072 (0,232) { 15 546 }	0,042 (0,176) { 649 }	0,074 (0,234) { 14 897 }

Source : Enquête Revenus fiscaux 1996 – Enquête Emploi 1997